

АКАДЕМИЯ НАУК СОЮЗА ССР

**ПРОБЛЕМЫ
РЕГУЛИРОВАНИЯ
РЕЧНОГО СТОКА**

Выпуск 1

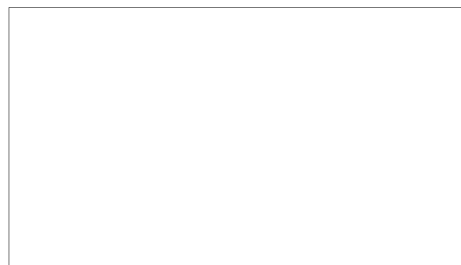


ИЗДАТЕЛЬСТВО АКАДЕМИИ НАУК СССР
МОСКВА • 1947 • ЛЕНИНГРАД

А К А Д Е М И Я Н А У К С О Ю З А С С Р
СЕКЦИЯ ПО НАУЧНОЙ РАЗРАБОТКЕ ПРОБЛЕМ ВОДНОГО ХОЗЯЙСТВА

ПРОБЛЕМЫ
РЕГУЛИРОВАНИЯ
РЕЧНОГО СТОКА

Выпуск 1



STAT



ИЗДАТЕЛЬСТВО АКАДЕМИИ НАУК СССР
МОСКВА • 1947 • ЛЕНИНГРАД

Ответственный редактор *А. Н. Ахутин*

STAT

ПРЕДИСЛОВИЕ

При современном развитии водохозяйственного строительства регулирование речного стока является существенным элементом почти каждой сколько-нибудь значительной гидротехнической проблемы.

Такое исключительное значение этого вопроса определяет потребность в теоретическом его изучении и разработке основ теории регулирования стока.

Настоящий сборник является попыткой подытожить некоторые результаты уже проведенных исследований в этой области и наметить пути дальнейших работ.

В статье А. Д. Гостева¹ «Математическое описание режима расходов рек» анализируется вопрос о возможности математического описания годового стокового цикла с помощью периодических функций, параметры которых рассматриваются как случайно варьирующие величины.

В статье С. Н. Крицкого и М. Ф. Менкель «О гидрологических основах теории регулирования стока» авторы устанавливают главные гидрологические закономерности, служащие основанием для проектирования режима установок, регулирующих сток.

В статье тех же авторов «О некоторых элементах режима работы водохранилищ» даются результаты проверки соответствия эмпирическому материалу гипотез, положенных в основу статистического расчета регулирования стока, и подвергаются исследованию некоторые элементы режима водохранилищ.

Проверка показывает удовлетворительную сходимость теоретических расчетов с экспериментальными данными. Уста-

¹ А. Д. Гостев погиб в 1942 г. при обороне г. Москвы.

новление этого факта имеет, несомненно, большое теоретическое и практическое значение.

В статье К. И. Россинского и И. А. Кузьмина «Некоторые вопросы прикладной теории формирования речных русел» делается попытка дать основы генетической классификации перекатов и намечаются приемы решения задач по выправлению рек, позволяющие предвидеть как развитие процессов формирования перекатов, так и эффект инженерного воздействия на них.

Тематика сборника далеко не исчерпывает всех вопросов, связанных с анализом затронутых процессов, и является лишь этапом на пути их теоретического обобщения.

А. Д. ГОСТЕВ

МАТЕМАТИЧЕСКОЕ ОПИСАНИЕ РЕЖИМА РАСХОДОВ РЕК

Изменение во времени расходов воды естественных водотоков (режим их стока) имеет сложный характер. Единственной закономерностью является устойчивое чередование сезонных фаз стока (весеннее половодье, летняя межень и т. д.), повторяющихся ежегодно в одном и том же порядке. Однако такая сезонная периодичность выражена лишь качественно; для каждой сезонной фазы время ее наступления и конца так же, как и величины расходов, весьма резко, и притом незакономерно, варьируются из года в год. Можно говорить лишь о некоторых корреляционных связях между последовательными расходами.

До сих пор остается открытым вопрос о природе этих изменений, о том, в какой мере расходы являются периодическими функциями времени и в какой мере их изменения обуславливаются случайными факторами.

Между тем, для разрешения практических задач, например для различных водохозяйственных расчетов, требуется не только определить режим расходов, но и дать математическое описание его, т. е. характеристику свойств режима, которая могла бы быть обобщена на всякий другой промежуток времени.

В настоящее время такие описания базируются на предположении постоянства вероятности повторения отдельных расходов и годовых величин стока. Однако на пути такого статистического описания приходится сталкиваться с серьезными трудностями. Не говоря уже о тех затруднениях, которые обуславливаются малой продолжительностью имеющихся рядов наблюдений и, соответственно, малой репрезентативностью их, здесь приходится сталкиваться с тем, что мы, в силу отмеченных выше закономерностей внутригодового хода стока, не можем

считать наблюдаемые вариации расходов полностью случайными (уже сами условия протекания воды по руслу реки создают определенные связи между последовательными значениями расходов даже при полной случайности притока воды в реку). Выделение на общем фоне случайных вариаций стока закономерностей сезонной периодичности, а также корреляционных связей в последовательности расходов и представляет основную задачу статистического описания режима стока.

Некоторая проработка вопросов математического описания режима расходов рек была предпринята Секцией водохозяйственных проблем АН СССР.

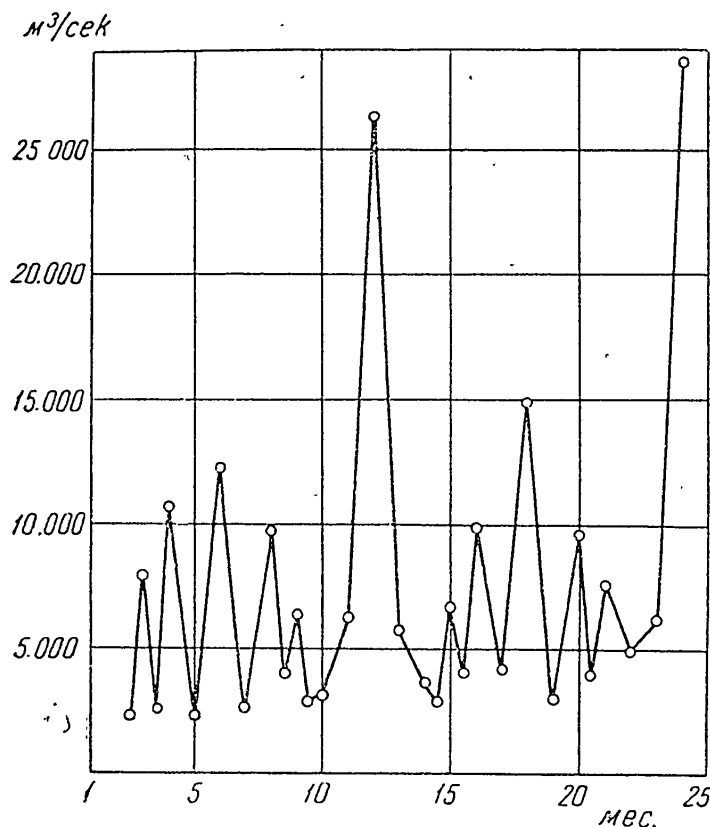
Первые результаты этих проработок, полученные в 1940 г., приведены в данной статье.

В целях выявления характера годовой периодичности в режиме стока нами были проведены специальные исследования на основе данных о расходах одной из рек Европейской части СССР (река А). Исследования велись с помощью построения периодограмм по способу, рекомендуемому В. Уиттекером и Г. Робинсоном [1], с тем различием, что периодограммы строились не по стандартным (квадратичным) отклонениям, а непосредственно по амплитудам колебания («колебания» Уиттекера и Робинсона). В основу построения были положены величины среднесуточных расходов на 1-е число каждого месяца, причем наблюдения охватывали период с 1/X 1880 г. по 1/X 1936 г.

Результаты подсчетов для пробных периодов от трех до двадцати четырех месяцев представлены на фиг. 1 и от трех до девятнадцати месяцев — на фиг. 2. Периодограмма фиг. 1 подсчитана при 15 строках для каждого пробного периода. В качестве пробных периодов исследованы все целые значения месяцев от 3 до 24; дополнительно значения для минимумов при 3.5, 8.5 и 9.5 месяцах определены по подсчетам для 7, 17 и 19 месяцев. Фиг. 2 представляет уточнение этой периодограммы при использовании 28 строк; при этом пробные периоды в промежутке 7—14 месяцев брались через 0.5 месяца. Приведенные периодограммы с несомненностью показывают наличие периодической составляющей с периодом колебания, равным одному году. При этом указанная составляющая имеет весьма сложный характер, о чем свидетельствует наличие ряда гармоник основного периода — 6, 4, 3 месяца (более короткие периоды не могли быть исследованы). По существу, фиг. 2 и 3 представляют типичные спектральные разложения сложной периодической функции с периодом, равным одному году.

Каких-либо других периодов на этих фигурах не выявляется. Дополнительные пики для 8, 9, 15, 16, 18 и т. д. месяцев не являются истинными периодами и обуславливаются свойствами самой периодограммы, на которой каждый период дает

пики также для периодов в 2, 3, 4 и т. д. раз более длительных, чем основной. Такие сложные колебания легко отличаются от основных периодов, а именно, они просто повторяют 2, 3 и т. д. раз основное колебание, как это, например, видно из фиг. 3, где показано сравнение формы колебания для 8 и 4 месяцев.

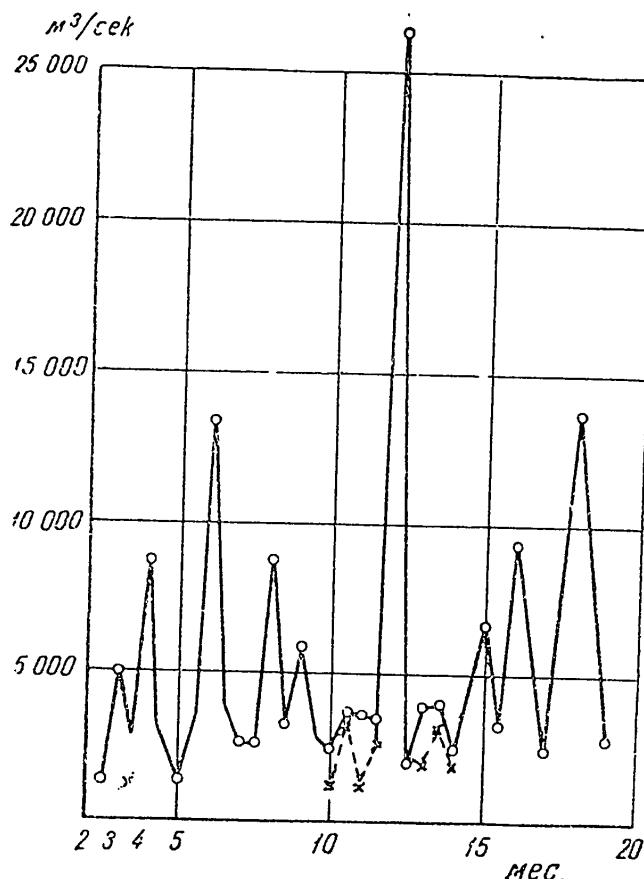


Фиг. 1. Периодограмма среднесуточных расходов реки А для периодов от 3 до 24 месяцев, подсчитанная при 15 строках

В смысле дополнительных периодических составляющих с периодом, отличным от годового и его гармоник, может привлечь внимание лишь область вблизи основного пика (10—14 месяцев). Здесь высокие значения амплитуд могут служить указанием на наличие таких периодов; это указание частично подтверждается показанными на фиг. 2 пунктиром значениями периодограммы, уточненными подсчетом на основе всего имеющегося ряда наблюдений.

Такое положение, повидимому, связано с резким преобладанием по амплитуде годового периода и его гармоник над всеми прочими периодическими колебаниями. Этим же надо объяснить и ту устойчивость, с которой выявляются колебания,

связанные с годовым периодом. Так, например, на фиг. 2 для периода 4 месяца использованы лишь данные за 5 лет; тем не менее, полученная для него амплитуда почти точно повторяется для значений 8, 12 и 20 месяцев, для определения амплитуды колебаний которых использовалось значительно большее чис-



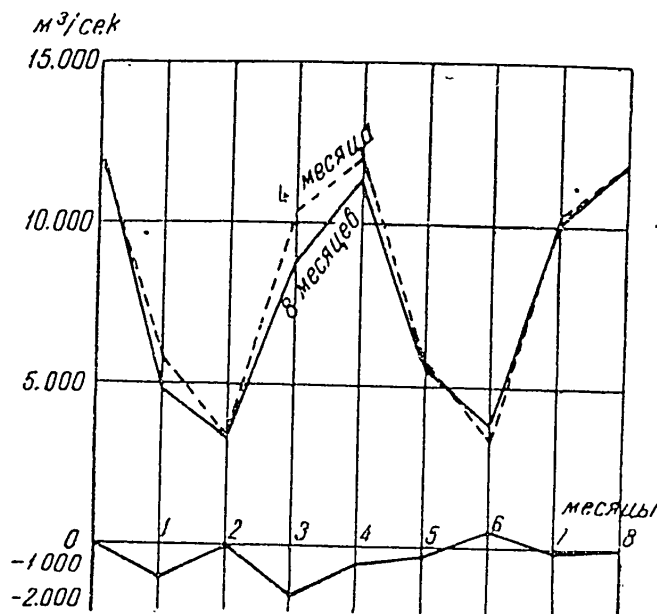
Фиг. 2. Периодограмма среднесуточных расходов реки А для периодов от 3 до 19 месяцев (уточненная), подсчитанная при 28 строках.

○ точки, подсчитанные при 28 строках.
 × точки, подсчитанные при 56—45 строках

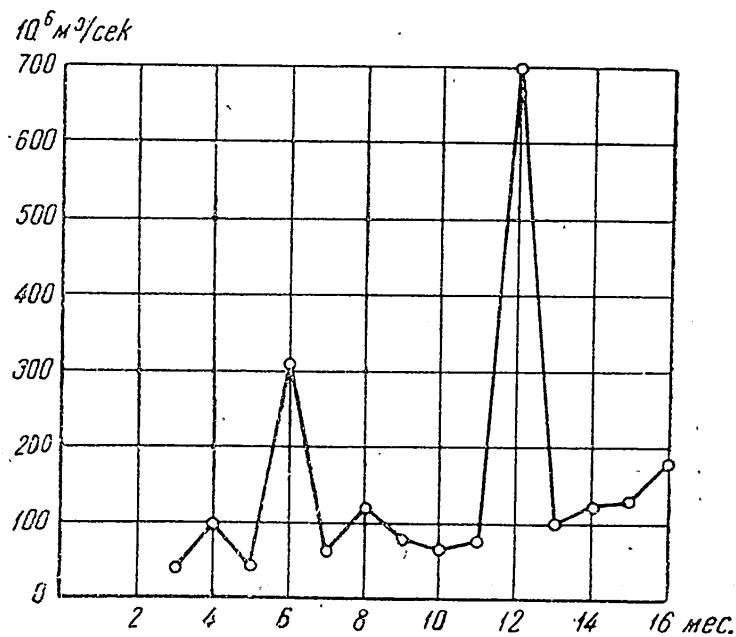
ло лет — до 25. Наряду с этим, почти те же значения амплитуд дают подсчеты по 28 и даже 50 строкам.

Таким образом, в режиме расходов мы можем выделить периодическую составляющую с периодом, равным одному году.

Наличие этой периодической составляющей не является, конечно, особенностью рассматриваемой реки, поскольку закономерности чередования сезонных фаз стока свойственны одинаково всем рекам. Для иллюстрации этого может, например, служить периодограмма расходов кавказской реки (река Б) (фиг. 4),



Фиг. 3. Сопоставление формы колебаний для пробных периодов 4 и 8 месяцев реки А. В нижней части графика изображена разность 4- и 8-месячных колебаний



Фиг. 4. Периодограмма среднедекадных стоков реки Б

условия питания и режим которой резко отличны от таковых для первой из рек (отметим, что для подсчетов последней периодограммы из-за отсутствия среднесуточных данных, были использованы среднедекадные стоки, что, хотя и влияет на значение амплитуд, однако не могло изменить общего характера периодограммы). Эта периодограмма также указывает на наличие периодических колебаний расходов с периодом, равным одному году, причем эти колебания также имеют сложный характер. Различие между фиг. 4 и фиг. 2 сводится лишь к различию формы колебаний (различию относительных амплитуд гармоник).

Выделение этой части вариаций расходов, которая может рассматриваться как чисто периодическая, получается непосредственно на основе вычислений, служивших для построения периодограммы. В данном случае, для годового периода, форма колебаний (включая и все гармоники) определяется, с максимально возможным приближением к действительности, средним многолетним гидрографом расходов $\bar{Q}_\tau$, так называемым «средним фиктивным годом».

Используя полученные результаты, мы можем написать

$$Q = \bar{Q}_\tau + R, \quad (1)$$

где $\bar{Q}_\tau = f(\tau)$ — периодическая функция с периодом, равным одному году, а R — часть вариаций расходов, подлежащая дальнейшей расшифровке.

Значение $f(\tau)$ мы можем задавать непосредственно в табличном или графическом виде или же дать для нее аналитическое выражение, пользуясь для этой цели разложением в ряд Фурье. Так, для расходов реки А $f(\tau)$ можно представить с точностью до 6-й гармоники в виде:

$$\begin{aligned} \bar{Q}_\tau = & 7685 - 7640 \sin\left(\frac{2\pi t}{12} + 29^\circ 05'\right) + 6392 \sin\left(\frac{4\pi t}{12} - \right. \\ & \left. - 10^\circ 10'\right) - 4580 \sin\left(\frac{6\pi t}{12} - 61^\circ 30'\right) - 3050 \sin\left(\frac{8\pi t}{12} + \right. \\ & \left. + 90^\circ 05'\right) + 1520 \sin\left(\frac{10\pi t}{12} + 24^\circ 00'\right) + 60 \cos \frac{12\pi t}{12}. \quad (2) \end{aligned}$$

Остающаяся часть вариаций расходов может вообще содержать сумму членов, соответствующих колебаниям с периодами, отличными от годового. Для реки А специальные подсчеты указывают на наличие здесь месячных колебаний с периодом около 28 дней и амплитудой около 350 м³/сек. Что же касается периодов в 10.5—13.5 месяцев, то они служат

указанием на наличие колебаний с длинными периодами, причем входящих сложным образом в виде произведения с колебанием основного годовичного периода. В самом деле, поскольку эти колебания имеют одинаковую амплитуду, то, преобразовывая их сумму, найдем:

$$a \left(\sin \frac{2\pi t}{10.5} + \sin \frac{2\pi t}{13.5} \right) = 2a \sin \frac{2\pi t}{11.9} \cos \frac{2\pi t}{96}.$$

Первый множитель в пределах точности определения длин периодов соответствует годовому периоду, второй — периоду в 8 лет.

Участок периодограммы фиг. 1 и 2 между 10 и 14 месяцами содержит, повидимому, ряд подобных пиков, соответствующих периодам длиной более 8 лет. К сожалению, данные наблюдений слишком кратковременны для того, чтобы установить с достаточной точностью эти периоды.

Оставляя пока в стороне, в связи с отмеченными выше затруднениями, мысль о возможности существования таких длинных периодов, равно как и периодов весьма коротких (месячных и т. п.), ограничимся здесь выделением лишь годового периода.

Найденной выше периодической слагающей $\bar{Q}_\tau$ не исчерпывается, как это не трудно видеть, зависимость расходов от этого периода. Это можно показать, рассматривая распределения однородных по фазе значений R (соответствующих одной и той же дате). Эти распределения будут тождественны с фазовыми распределениями повторяемости расходов Q_τ . В самом деле, из уравнения (1) получаем, что среднее значение R_τ равно нулю, а квадратичное отклонение $\sigma_{R_\tau} = \sigma_{Q_\tau}$; так же будут одинаковы и все центральные моменты R_τ и Q_τ . Соответственно этому, вариации R_τ будут изменяться по фазовым срокам примерно так же, как и Q_τ . Отметим параллельно, что в R_τ сохраняются полностью и все корреляционные связи, свойственные Q_τ .

Для иллюстрации вариаций R_τ можно привести таблицу, помещенную на следующей странице, относящуюся к расходам реки А.

Как видно из этой таблицы, σ_{R_τ} резко изменяется по сезонам года. Так, для июня значение его в 23 раза превосходит величину, соответствующую марту. Это показывает, что выделенной периодической частью не исчерпывается зависимость расходов от годового периода, так что вместо уравнения (1) мы должны написать:

$$Q = \bar{Q}_\tau + \psi(\tau, t); \quad (3)$$

где $\psi(\tau, t) = R$, полагая, что R является функцией годового периода (фазового времени τ); аргумент t под знаком функции ψ

Таблица I

Расход реки А

	I/I	I/II	I/III	I/IV	I/V	I/VI	I/VII	I/VIII	I/IX	I/X	I/XI	I/XII
за период 1880—1910 гг.												
$\bar{Q}_\tau$	2660	2450	2140	2640	22480	28380	8860	5210	4280	4520	5320	3280
σ_{Q_τ}	556	545	435	1330	6940	9950	3740	1650	1390	1590	2030	2840
σ_{s_τ}	0.21	0.22	0.20	0.50	0.31	0.35	0.42	0.31	0.32	0.35	0.39	0.86
κ_τ	1550	1500	1200	3660	19200	27400	10900	4410	3860	4360	6950	7680
за период 1910—1936 гг.												
$\bar{Q}_\tau$	2730	2640	2260	2690	23690	27310	7840	4690	3980	4470	5430	4170
σ_{Q_τ}	790	555	497	1020	6170	6830	2980	1100	1840	2280	3260	4660
σ_{s_τ}	0.29	0.21	0.22	0.38	0.26	0.25	0.38	0.23	0.46	0.51	0.60	1.12

указывает на наличие вариаций R , обусловливаемых периодами, отличными от годового, или просто случайных.

Далее можно отметить значительные расхождения σ_{R_τ} по данным 56 и 27 лет. В данном случае для 27-летнего ряда стандартное отклонение σ_{R_τ} будет:

$$\sigma_s = \frac{\sigma_{R_\tau}}{\sqrt{2.27}} = 0.13\sigma_{R_\tau}.$$

При этом из 12 имеющихся значений σ_{R_τ} —5 отклоняются от соответствующих величин σ_{R_τ} для 56-летнего ряда в пределах $\pm\sigma_s$, 9 отклоняются в пределах $\pm 2\sigma_s$ и остальные 3 имеют отклонения до $\pm 3\sigma_s$ и даже несколько большие. В связи с этим бывает затруднительным признать изменения σ_{R_τ} при переходе от первой половины ряда (1880—1910 гг.) ко второй (1910—1936 гг.) чисто случайными, поскольку для случайных вариаций указанным пределам изменения σ_{R_τ} должны были бы соответствовать числа отклонения: 8, 11 и 12. Повидимому, эти изменения нужно связывать с какими-то изменениями условий стока, например с наличием многолетних периодических колебаний. Наиболее наглядно это проявляется для расходов на 1 декабря, каковые с 1880 по 1925 г. ни разу не превосходили величины примерно 6000 м³/сек, а в годы 1926—1929 получили значения 7580, 13700, 14600 и 8684 м³/сек.

Вид функции $\psi(\tau, t)$ можно установить путем периодограммного анализа, что параллельно выявит и все прочие периоды. Это, однако, связано с теми же самыми трудностями, что и установление основных периодов. Здесь представляется более про-

стым применить следующий путь. Разложим $\psi(\tau, t)$ в ряд по степеням $\bar{Q}_\tau$. Получим:

$$\psi(\tau, t) = S_0 + S_1 \bar{Q}_\tau + S_2 \bar{Q}_\tau^2 + \dots \quad (4)$$

где $S_0, S_1, S_2 \dots$ являются лишь функциями прочих периодов, кроме годового, а также, возможно, и некоторых случайных переменных. В первом приближении мы можем пренебречь членами со степенями $\bar{Q}_\tau$ выше первой.

Отказываясь от полного определения вида функций S_0 и S_1 , мы можем описать их статистически. При этом мы имеем для каждой данной годовой фазы:

$$\bar{R}_\tau = \bar{S}_{0\tau} + \bar{Q}_\tau \bar{S}_{1\tau} = 0, \quad (5)$$

откуда получаем

$$\bar{S}_{0\tau} = 0; \quad \bar{S}_{1\tau} = 0.$$

Аналогично для моментов второй степени найдем:

$$\mu_{R\tau} = \mu_{s_0} + \bar{Q}_\tau (\mu_{s_1} + 2\mu_{s_1-2}). \quad (6)$$

При этом, поскольку S_0 и S_1 не зависят от годового периода, средние моменты должны быть постоянны для всех τ .

Пользуясь уравнениями (5) и (6), можно на основе эмпирических данных определить параметры распределений и, тем самым, считать приближенно законченным выделение закономерностей, обусловливаемых годовым периодом.

Так, например, обращаясь к данным табл. 1, найдем, что связь между $\sigma_{R\tau}$ и $\bar{Q}_\tau$ довольно хорошо выражается уравнением:

$$\sigma_{R\tau} = 0.35 \bar{Q}_\tau,$$

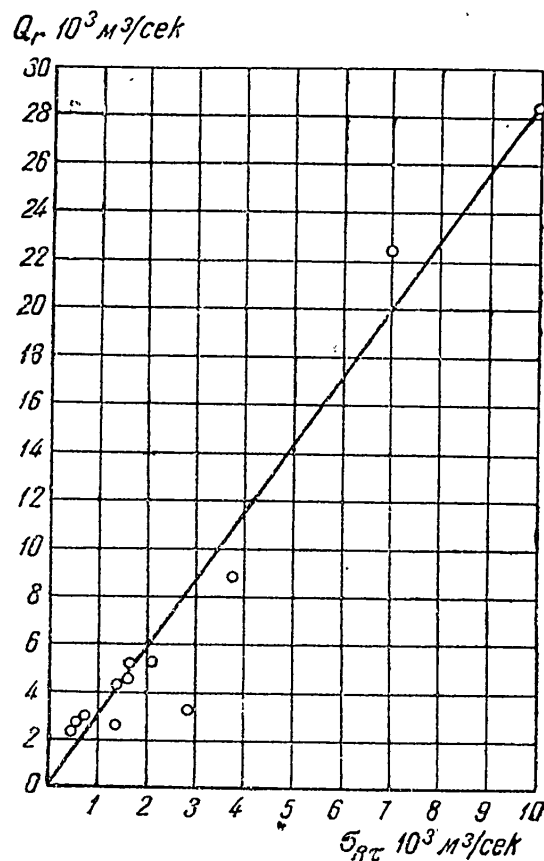
как это видно из фиг. 5.

Таким образом, в этом случае можно принять $\sigma_{s_0} = 0; \sigma_{s_1} = 0.35$.

В данных табл. 1 приведены значения $\sigma_{s_1} = \frac{\sigma_{R\tau}}{\bar{Q}_\tau}$, показывающие, что σ_{s_1} колеблется в сравнительно узких пределах. Исключением здесь является дата 1/XII, для которой особенности вариаций расходов уже отмечались выше. Правда, изменения σ_{s_1} от месяца к месяцу не могут быть признаны вполне случай-

¹. Значения величин σ_{s_1} численно равны значениям величин $\sigma_{s\tau}$, а значения $\sigma_{R\tau}$ значениям $\sigma_{Q\tau}$ — табл. 1.

ными. Так, для 56-летнего ряда отклонения σ_s от среднего значения в 3 случаях из 12 заключаются в пределах $\pm \sigma_s$, в 5 случаях — в пределах $\pm 2\sigma_s$ и в 7 случаях — $\pm 3\sigma_s$; остальные 5 случаев выходят за пределы $\pm 3\sigma_s$. Однако в связи с отмеченными выше различиями $\sigma_{R\tau}$ для 27-и 56-летних рядов, это, повидимому,



Фиг. 5. Связь между $\sigma_{R\tau}$ и $\bar{Q}_\tau$ для реки А

дает больше оснований считать, что вариации величины S являются не вполне случайными, чем заключать о существенном различии распределений $S_{1\tau}$ для различных τ .

К аналогичным результатам приводят и данные о среднедекадных стоках реки Б (см. таблицу, исчисленную по стокам первой декады каждого месяца).

Здесь также значения $\sigma_{R\tau}$ колеблются довольно сильно, причем в пределах $\pm \sigma_s$ имеем 6 отклонений, в пределах $\pm 2\sigma_s$ — 9 отклонений и в пределах $\pm 3\sigma_s$ — 12, тогда как при случайных вариациях эти числа должны бы были приближаться соответственно к 8, 11 и 12. В то же время сравнение с аналогичными

Таблица 2

Стокн реки Б

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
$\bar{Q}_\tau$	162	156	183	432	785	668	436	242	184	209	206	198
σ_{Q_τ}	40.0	36.5	45.3	177	247	233	159	108	82	63	74	71
σ_{S_τ}	0.25	0.24	0.25	0.41	0.32	0.35	0.37	0.46	0.45	0.30	0.36	0.36
κ_τ	118	107	136	520	725	685	468	317	340	185	218	208

данными по реке А указывает на некоторую систематичность в изменениях σ_{S_τ} , поскольку в обоих случаях для зимы имеют место пониженные значения R . Повидимому, допущение, что $R = \bar{Q}_\tau S$, не полностью исключает сезонную периодичность в изменении S ; однако, как указывалось выше, пытаться внести здесь дальнейшие уточнения вряд ли имеет смысл, поскольку длительность имеющихся рядов наблюдений здесь также весьма ограничена.

Необходимо отметить, что мы можем приближенно установить зависимость вариаций величины R от годового периода и более непосредственным путем. Для этого, пользуясь тем, что $\bar{R}_\tau = 0$, достаточно ввести преобразование:

$$P = \frac{R_\tau}{\kappa_\tau},$$

где κ_τ — некоторая постоянная для каждого данного τ величина, определяемая из условия:

$$\sigma_{P_\tau} = \frac{R_\tau}{\kappa_\tau} = \text{const.}$$

Полученные таким образом величины:

$$\kappa_\tau = f(\tau)$$

и будут определять зависимость R от годового периода, причем будем иметь:

$$R_\tau = \kappa_\tau \cdot P.$$

В отношении новой переменной P данный ряд наблюдений будет представлять (с точностью до моментов третьего порядка,

однородную, не зависящую от годового периода статистическую совокупность. Однако такой путь вряд ли является более предпочтительным, чем изложенный выше. Величины z_t , как связанные с моментами второго периода, при сравнительно малых продолжительностях (численностях) имеющихся рядов наблюдений не могут быть установлены достаточно надежно. В то же время, как показывают данные табл. 1 и 2, z_t и $\bar{Q}_t$ примерно одинаково изменяются по времени τ .

Используя уравнения (3) и (4), мы можем написать:

$$Q = \bar{Q}_t + S_1 \bar{Q}_t + S_0$$

или, пренебрегая S_0 , просто:

$$Q = \bar{Q}_t + S_1 \bar{Q}_t. \quad (7)$$

Такой подход к описанию свойств режима расходов дает то преимущество, что для S мы получаем совокупность, которую практически можно считать однородной. Благодаря этому же существенно возрастает и численность имеющихся наблюдений, поскольку их не приходится подразделять на фазово-однородные данные. Соответственно, параметры распределения S мы можем определить значительно более надежно, чем, скажем, параметры распределения годовых стоков или отдельных характерных расходов (максимальных, минимальных и т. п.). Правда, отдельные члены последовательности S , так же, как и последовательные расходы, не являются вполне независимыми друг от друга. Наличие этих связей, особенно обусловленных периодическими колебаниями с многолетними периодами, может существенно снижать, как это отмечалось выше, надежность определения статистических параметров S . Однако то же самое мы будем иметь и в отношении годовых стоков, фазовых распределений и т. п., так что это приходится рассматривать как неизбежный недостаток применения статистических методов описания к ограниченным численностям.

Ограничиваясь в части выделения годового периода вышеприведенным анализом и отказываясь от дальнейшей расшифровки истинной зависимости расходов от времени, мы для описания режима рек получаем следующую систему характеристик: 1) график сезонного хода расходов (средний фиктивный год), который считаем периодически повторяющимся из года в год, 2) параметры распределения величины S . Однако, поскольку последовательные значения S не являются независимыми друг от друга, эта система характеристик не является исчерпывающей. Ее необходимо дополнить определением корреляционных связей между значениями S , отделенными друг от друга различными промежутками времени x . Это можно выполнить, задавая

коэффициент корреляции между S_t и S_{t+x} в функции x :

$$r(x) = \frac{1}{\sigma_s^2} \cdot \frac{\sum_t S_t \cdot S_{t+x}}{N}$$

— «корреляционную функцию», в терминологии А. Я. Хинчина [2].

В отношении последней следует отметить, что определение ее сталкивается, по существу, с теми же затруднениями, какие были отмечены выше относительно изучения вариаций самих расходов во времени.

Если связь S с временем не является совершенно случайной, а имеет, хотя бы лишь частично, характер периодической или почти периодической функции, то по теореме, доказанной А. Я. Хинчиным, корреляционная функция может быть представлена в виде:

$$r(x) = \rho_1(x) + \rho_2(x),$$

где $\rho_2(x)$ соответствует случайной части вариации S , а $\rho_1(x)$ — некоторая почти периодическая функция, соответствующая почти периодической части вариации S .¹ При этом разложение в ряд Фурье $\rho_1(x)$ будет содержать те же периоды, что и ряд Фурье самой величины S (см. Г. Бор [3]).

Корреляционная функция для почти периодической функции эквивалентна, вплоть до постоянного множителя, так называемой «свернутой функции». Из этого видно, что использование статистических методов для изучения временных рядов какой-либо переменной не снимает необходимости выяснения ее функциональных связей со временем, а лишь переносит этот вопрос в область изучения корреляционной функции.

Поскольку мы считаем неосуществимым дальнейшее разложение R на периодические составляющие, мы, по необходимости, должны отказаться от попыток выяснить полностью и корреляционную функцию. Соответственно, для возможности статистического изучения S необходимо сделать какие-то упрощающие допущения относительно $r(x)$.

В этом отношении представляется наиболее простым и естественным пренебрегать периодическими колебаниями $r(x)$

¹ Хотя А. Я. Хинчин в своей работе рассматривает лишь случайные процессы, однако предположением, что спектральная функция F имеет точечный спектр, он вводит в рассмотрение и почти периодические функции. Опираясь на свойства этих последних и определение корреляционной функции, можно легко показать, что $\rho_1(x)$ соответствует не случайному процессу, а почти периодической функции.

² Проблемы регулирования речного стока, вып. 1.

рассматривая их в качестве случайных погрешностей самого определения r . Тогда $\rho_1(x)$ можно заменить ее средним значением $\rho_1=0$ и написать:

$$r(x) = \rho_2(x)$$

Что же касается $\rho_2(x)$, то она вообще будет приближаться к нулю при возрастании x , причем среднее значение $\rho_2^2(x)$ равно нулю. В связи с этим для практических целей достаточно ограничиться вычислением $r(x)$ лишь для малых значений x , причем, в силу непрерывности $r(x)$ (см. В. Уиттекер и Г. Робинсон), является возможным интерполировать ее для промежуточных значений x , подбирая соответствующую кривую. Для целей такой интерполяции, повидимому, в большинстве случаев можно удовлетвориться уравнением типа $r(x) = e^{-kx}$, которое удовлетворяет всем формальным требованиям, предъявляемым к $r(x)$, поскольку при $x=0$, $r(x)=1$ и среднее значение $r^2=\rho_0^2$.

Необходимо, однако, признать, что определение $r(x)$ на основе данных наблюдений требует весьма громоздких подсчетов r для целого ряда значений x . Наряду с этим, в ряде практических задач, например при определении повторяемости по годам максимальных и минимальных расходов, корреляционные связи между S вообще не будут оказывать влияния на расчеты, а в других случаях, например в расчетах регулирования стока, пренебрежение этими связями дает известный запас. Соответственно, для практических целей, повидимому, возможно в первом приближении принимать $r(x)=0$, тем более, что для сколько-нибудь значительных x (месяц и более) величина его и в действительности не велика.

В качестве примера здесь можно указать, что для рассмотренного выше ряда среднесуточных расходов реки А подсчеты дают для коэффициента корреляции величин S через месяц ($x=1$ мес.):

$$r(1) = 0.402 \pm 0.001,$$

а через год ($x=12$ мес.):

$$r(12) = 0.069 \pm 0.003.$$

Малость последней величины подтверждает, что годовой период действительно в основном исключен. Однако $r(12)$ имеет конечную величину, что указывает на наличие некоторого общего характера периодических колебаний.

Корреляционная функция, совместно с вышеуказанными характеристиками, позволяет дать более подробное и полное, чем мы имеем обычно, описание свойств режима расходов. С

формальной стороны это описание является вполне последовательным и законченным и дает возможность непосредственно применять аппарат математической статистики для целей различных гидрологических и водохозяйственных расчетов.

По своему существу изложенная методика описания может рассматриваться как развитие часто применяющегося способа описания режима расходов с помощью фазовых распределений. Существенно здесь то, что в качестве отдельной сезонной фазы принимается минимальный расчетный промежуток времени (месяц, декада, сутки), на протяжении которого расход каждого данного года мы можем считать постоянным. Выделение графика сезонных расходов $Q_{\tau} = f(\tau)$ получается при этом чисто статистически, как результат выявления параметров фазовых распределений.

Однако такое описание нельзя считать исчерпывающим. Как уже указывалось выше, распределение S можно считать однородным лишь в качестве первого приближения. Даже выделение годового периода, приведенное выше, является лишь приближенным и неполным. Соответственно, основной задачей дальнейших исследований является выделение периодических составляющих S . Для этой цели, наряду с изучением наиболее длительных гидрометрических рядов, необходимо также привлечение и косвенных данных (метеорологических и т. п.).

ЛИТЕРАТУРА

1. В. Уиттекер и Г. Робинсон. Математическая обработка результатов наблюдений. ОНТИ, 1935.
2. А. Я. Хинчин. Теория корреляций стационарных стохастических процессов. Успехи математических наук, вып. V, ОНТИ, 1938.
3. Г. Бор. Почти периодические функции, ГТТИ, 1934.

С. Н. КРИЦКИЙ, М. Ф. МЕНКЕЛЬ

О ГИДРОЛОГИЧЕСКИХ ОСНОВАХ ТЕОРИИ РЕГУЛИРОВАНИЯ СТОКА¹

Анализ речного стока как элемент проекта водного хозяйства имеет целью предвидение предстоящих в будущем условий работы водохозяйственных установок.

Это предопределяет собою существенное усложнение требований, предъявляемых к учению о речном стоке. Описание и истолкование наблюдаемых в прошлом явлений оказывается недостаточным. Возникает необходимость в предсказании стока будущего, притом не только ближайшего, но и отдаленного от текущего момента на десятилетия.

Орудием предвидения являются закономерности, обнаруживаемые в прошлом и распространяемые на будущее.

Использование данных о стоке для проектирования водного хозяйства вызывает потребность в отчетливой формулировке таких закономерностей. Только отдав себе ясный отчет в их составе и характере, мы можем правильно использовать материалы наблюдений за стоком прошлого для предвидения предстоящих условий работы водохозяйственных установок и гидротехнических сооружений.

¹ Статья представляет собою изложение доклада, сделанного авторами на заседании Ученого совета секции водохозяйственных проблем Академии Наук СССР в 1944 г. Публикуемая работа была закончена в 1944 г. За время, прошедшее с момента сдачи рукописи, успели появиться в печати работы, посвященные анализу некоторых из числа вопросов, затрагиваемых в настоящей статье, а ряд положений получил дальнейшее развитие.

Эти обстоятельства по возможности были учтены при правке корректуры: дополнен список литературы и т. п.

Предметом данной работы служит попытка формулировать основные гидрологические закономерности, проявляющиеся в колебаниях водоносности рек, и наметить формы и приемы количественного анализа этих закономерностей, соответствующие потребностям проектирования и эксплуатации водохозяйственных установок.

§ 1. ЗАКОНОМЕРНОСТИ, ПРОЯВЛЯЮЩИЕСЯ В КОЛЕБАНИЯХ РЕЧНОГО СТОКА

Полное решение задачи по предвидению режима стока реки мы могли бы, теоретически рассуждая, получить, проследив, вая причинные связи стока с формирующими его факторами вплоть до тех явлений, ход которых во времени поддается точному предсказанию на неопределенный срок вперед, подобно обращению земли вокруг солнца, фазам луны и т. п. В результате такого исследования мы приобрели бы возможность предвидения стока столь же строгими методами, как те, которые применяются для предсказания солнечных затмений, приливов и отливов и т. п.

Подобной возможностью наука, однако, не располагает. Исследование причинных связей стока ограничивается лишь ближайшим кругом влияющих на него факторов климата и ландшафта. На этом звене цепь обрывается. Установление причинных связей между колебаниями самих метеорологических явлений и определяющими их процессами атмосферной циркуляции и еще шире — процессами космического порядка находится в значительной мере вне наших возможностей.

Даже и в пределах первого круга причинных зависимостей, рассматривая влияние на сток элементов климата и ландшафта, мы в силу сложности взаимодействия не в состоянии довести анализ до сколько-нибудь законченных количественных выводов. Наше суждение вынуждено ограничиться лишь оценками качественного порядка, устанавливающими состав, воздействующих на сток факторов, но не фиксирующими количественных зависимостей между ними.

Остается путь эмпирического установления закономерностей, проявляющихся в колебаниях стока и могущих быть распространенными на будущее.

Исследования этой категории могут опираться, во-первых, на непосредственные измерения речного стока и, во-вторых, на данные о колебаниях влияющих на него явлений, связь стока с которыми в той или иной мере раскрыта. К числу таких явлений в первую очередь относятся метеорологические факторы.

Идя по пути эмпирического исследования закономерностей, мы вынуждены свести их к системе положений и рабочих гипотез, оправдываемых в той мере, в какой они находят себе подтверждение в материалах наблюдений.

Состав этих гипотез, как мы указывали в наших ранее опубликованных работах, включает в себя следующие положения:

а) закономерность годового стокового цикла, отражающего смену времен года;

б) гипотезу о подчинении закону больших чисел ежегодных колебаний фазово-однородных величин стока;

в) постулат о неизменности среднего уровня и законов колебания естественного, т. е. не искаженного человеческой деятельностью, речного стока, на протяжении периодов той, относительно небольшой длительности, на которую распространяется предвидение условий работы инженерных сооружений.

В некоторых случаях, помимо указанных в предшествующих пунктах положений, приходится вводить также дополнительные гипотезы, касающиеся связи между смежными во времени значениями стока.

При прогнозе стока более или менее близкого будущего (собственно прогноз, в обычном смысле этого термина) мы можем помимо отмеченных выше общих закономерностей использовать также связь стока с некоторыми гидрологическими и климатическими характеристиками периода, непосредственно предшествующего исследуемому.

Этот тип прогноза находит себе применение при эксплуатации водохозяйственных установок, но возможности его должны учитываться и при проектировании.

В настоящей работе разбираются явления первых двух категорий, определяющие собой общие закономерности колебаний речного стока.

Каждую из перечисленных форм колебаний мы рассмотрим с двух точек зрения: с точки зрения соответствия эмпирическому материалу формулированных выше гипотез и в отношении методики анализа.

§ 2. ПРОГРЕССИРУЮЩИЕ ИЗМЕНЕНИЯ СТОКА

Подвергнем прежде всего проверке положение о неизменности среднего уровня и характера колебаний речного стока.

Изменения параметров стока, сохраняющие в течение весьма длительных отрезков времени одинаковый положительный или отрицательный знак, могут вызываться вековыми изменениями

климата, а также преобразующей ландшафт деятельностью человека.

Наличие первых, если говорить об изменениях стока в перспективе геологических эпох, очевидно. Деятельность человека, вообще говоря, также не может не оказывать в какой-то степени влияния на режим речного стока.

Вопрос заключается в том, насколько интенсивно протекают эти процессы и в какой мере влияние их должно учитываться при водохозяйственных расчетах, задачей которых является прогноз режима проектируемого сооружения на сравнительно короткий промежуток времени, измеряемый обычно немногими десятками лет.

Для выяснения этого вопроса используем некоторые имеющиеся в гидрологической литературе материалы.

На первое место среди данных о вековом ходе гидрологических явлений должны быть поставлены сведения о многолетних колебаниях наивысших в году уровней р. Нила у острова Рода. Ряд, представленный этими измерениями, является совершенно исключительным по своей продолжительности, охватывая период в 1300 лет с 641 года по настоящее время.

Посвященные анализу нильских данных работы Брукса (Brooks) [1], Джарвиса, (Jarvis) [2], Е. В. Оппокова [3] и других авторов приводят к выводам, которые могут быть сформулированы следующим образом: ежегодные значения максимальных горизонтов р. Нила не показывают, если учесть зарегистрированное наблюдениями регулярное повышение дна реки в месте наблюдений в среднем на 10—12 см в столетие, никаких прогрессирующих изменений ни в сторону снижения, ни повышения их с течением времени в пределах всего тысяча трехсотлетнего периода измерений.

Поскольку величины наивысших горизонтов р. Нила теснейшим образом связаны с объемом половодного стока, постольку приведенные выводы могут быть распространены и на эту категорию явлений.

В Европе регулярные наблюдения над уровнями рек начались только в XIX столетии.

Из числа наиболее длинных гидрометрических рядов, имеющих по европейским рекам, следует отметить: уровни р. Сены у Парижа за период с 1732 г., расходы воды р. Рейна у Базеля за период с 1808 г., р. Одера у Хойя с 1811 г., р. Одера у Кроссена с 1841 г., р. Эльбы у Течена с 1851 г., р. Молдавы у Праги с 1824 г. Анализ указанных данных, предпринятый различными авторами, приводит к выводу об устойчивости средней водоносности рек в пределах последних столетий. Некоторые явления, казалось бы, противоречащие этому,

положению, как, например, прогрессирующее падение уровней Рейна у Базеля, на основании которого делались поспешные выводы относительно иссыхания Европы и обмеления европейских рек, целиком сведены позднейшими исследованиями к деформациям речного русла (см., например, статьи С. И. Коллупайла [4], Soldan [5], Novotny [6]).

Из материалов, относящихся к вековому ходу гидрологических явлений в пределах нашего Союза, исключительный интерес представляют сведения о многолетних колебаниях уровня Каспийского моря.

Достоверные данные систематических водомерных наблюдений на Каспийском море, отнесенные к Бакинскому футштоку, имеются начиная с 1839 г. Кроме того, известен ряд попыток отдельных исследователей проследить характерные положения уровня моря, восходящие к началу I века нашей эры, с помощью различного рода косвенных исторических свидетельств.

На основании анализа документов, относящихся к уровням Каспийского моря, Е. В. Оппоков [3] приходит к выводу: «Таким образом, в результате критической оценки данных Ханькова и А. В. Вознесенского, следует прийти, по нашему мнению, к тому наиболее вероятному заключению, что ординар Каспийского моря с 1135 г. остался неизменным».

За последние годы режим Каспийского моря привлек к себе внимание инженерных кругов, связанное, с одной стороны, с небывало резким падением уровней моря, наблюдавшимся в течение восьмилетия 1933—1940 гг. и, с другой стороны, с намечающимися крупнейшими реконструктивными мероприятиями в Волжском бассейне.

Целый ряд исследований (продолжающихся и в настоящее время), посвященных анализу режима моря за последние десятилетия и, в частности, выяснению причин исключительного падения уровня моря за 1933—1940 гг., не дал, однако, достаточно убедительных доказательств систематического уменьшения питания Каспийского моря (см., например, статьи С. Н. Крицкого и М. Ф. Менкель [7], Б. Д. Зайкова [8, 9], П. С. Кузина [10]).

Заканчивая на этом краткий обзор материалов, относящихся к отдельным гидрологическим объектам, следует упомянуть две отечественные работы, имеющие более общий характер. Первая (1932 г.) принадлежит Е. В. Оппокову [3].

В работе используются, во-первых, данные непосредственных измерений по рекам Европы, имеющим наиболее длительные периоды наблюдений, а также по р. Нилу (по материалам Брукса), во-вторых, многочисленные исторические документы о явлениях засухи, мелководья и исключительного много-

водья в Западной Европе, Европейской России (по данным Геннинга, Рейса и др.) и подвергается критическому обзору литература, посвященная вопросам векового изменения климата и колебаний водоносности речных систем.

Главнейшим выводом работы Е. В. Оппокова является заключение о неизменности в общем многолетнем ходе законов колебания водоносности крупных рек.

Та же мысль выражена Е. В. Оппоковым в другом месте следующим образом: «Можно заметить, что имеющиеся сведения [речь идет о материалах по водоносности рек, собранных проф. Рейсом для Западной Европы и для русских рек — Е. В. Оппоковым и М. А. Боголеповым] дают обширный материал для положительного заключения о том, что сколько-нибудь существенных изменений и в климатических условиях и в водоносности рек, как результате климата, в течение исторического времени не произошло».

Вторая работа (1933 г.) принадлежит Б. П. Мультановскому [11].

Используя современные синоптические карты для учета основных сезонных типов погоды и летописные материалы о водных путях сообщения России, Б. П. Мультановский приходит к заключению, что «... при соответствии всего комплекса, можно сделать достаточно надежный вывод о неизменности типов погоды за протекшую тысячу лет или, точнее, о недостаточности такого промежутка времени, чтобы в течение его накопились заметные изменения».

Цитированные выше суждения отдельных исследователей и непосредственное рассмотрение фактического материала дают, как представляется, достаточное основание для трактовки среднего многолетнего уровня речного стока в системе водохозяйственного проектирования как неизменной во времени величины.

Остается уточнить вопрос о том, в какой мере приведенные выводы учитывают влияние на режим речного стока деятельности человека, связанной с видоизменением ландшафта (вырубка лесов, распашка и т. п.).

В той мере, в какой реально наблюдаемая картина векового хода речного стока является результатом всей суммы факторов, воздействующих на режим рек, она, очевидно, должна отражать в числе прочих агентов и человеческую деятельность.

Однако же водосборы западноевропейских рек уже к началу рассмотренных нами выше периодов систематических наблюдений были густо заселены. Можно думать, что такие факторы как распашка обширных территорий, вырубка лесов и пр. не коснулись их за последнее столетие в сколько-нибудь значительной

степени. Верховья Нила, питающие его водой, расположены, как известно, в гористых малонаселенных местностях, сохраняющих свой первобытный вид и поныне. То же относится и к высокогорным частям бассейнов даже таких рек, как Рейн.

Вместе с тем, можно было бы думать, что влияние человеческой деятельности должно проявляться более отчетливо для относительно малых водосборов, в пределах которых эта деятельность может привести в отдельных случаях к локальным, особенно резким изменениям ландшафта. По таким водосборам, однако, в нашем распоряжении нет достаточно длительных наблюдений.

Все это дает основания думать, что имеющиеся многолетние стоковые ряды не отражают в сколько-нибудь значительной степени результатов преобразующей природу активности человека.

Необходимо в некоторых случаях считаться с возможностью вполне ощутимых для водохозяйственного расчета результатов воздействия этого фактора.

С этой оговоркой мы принимаем в качестве первого исходного положения, определяющего собою гидрологические основы водохозяйственного проектирования, положение о неизменности во времени среднего уровня водоносности речных систем.

§ 3. ПЕРИОДИЧНОСТЬ В КОЛЕБАНИЯХ РЕЧНОГО СТОКА

Периодичность в колебаниях речного стока в наиболее отчетливой форме проявляется в годовом цикле, выражающемся в смене времен года. Факт существования этого цикла не требует доказательств. Причина его — обращение земли вокруг солнца — совершенно ясна. В то же время интенсивность рассматриваемых колебаний стока столь значительна, что необходимость их учета при водохозяйственных построениях не вызывает сомнений.

Именно в силу функциональной закономерности годового цикла мы оказываемся в состоянии предвидеть важнейшие составляющие колебаний речного стока, связанные со сменой времен года. (При этом мы настолько освоились с такой возможностью, что даже забываем, что предвидение, например, весеннего подъема воды представляет собой прогноз.)

Вопрос о периодичности многолетних колебаний стока — значительно сложнее. Генезис многолетней цикличности не установлен. Это накладывает определенный отпечаток на все работы по изучению многолетней цикличности.

Методика таких исследований ограничивается применением чисто статистических приемов.

Обычный до последнего времени путь анализа сводится к попыткам разложения наблюдаемых колебаний в систему периодических функций, с выделением основного, наиболее четко выраженного периода и серии компонентов второстепенного значения.

Результаты подобных исследований приводят обычно к выделению некоторых систем периодических колебаний, которые формально могут быть усмотрены в исследуемом эмпирическом материале.

Эти циклы, однако же, проявляются в последнем крайне не отчетливо. При невыясненности причин, обуславливающих их возникновение, обнаруженные периоды оказываются недостаточно подтвержденными и, таким образом, конечный эффект анализа сводится к нулю.

Можно привести множество примеров исследований только что описанного типа, посвященных анализу как гидрологических, так и метеорологических явлений.

Как и в предшествующем случае, на бесспорно первое место в гидрологии выдвигаются данные по р. Нилу, анализу которых посвящено значительное количество работ. Выводы их сводятся к отрицанию практической значимости многолетних циклов.

Так, по Нерсту и Филлипсу (директора гидрологической службы министерства общественных работ Египта), замечательной особенностью режима горизонтов р. Нила, вскрываемой наблюдениями, следует признать как появление иногда периодов большой длительности с уровнями выше и ниже среднего, так и явления особо высоких половодий между смежными низкими, и наоборот.

Согласно тем же исследованиям, если в колебаниях половодных уровней Нила и удастся, как будто, подметить наличие периодов с малой амплитудой, то эти циклы столь, однако, затухают, что всякая возможность использования их для предсказаний является исключенной. Бруксом, в частности, были найдены наилучшие выраженные периоды, продолжительностью порядка 76.8 лет со средней амплитудой порядка 17 см. В то же время, стандартное отклонение максимальных за каждый год горизонтов реки от среднего составляет около 60 см. Сопоставлением этих цифр определяется малая практическая значимость периодичности, если таковая и имеется. Более оптимистических выводов нельзя найти также и в последних по времени работах по Нилу, в частности, у Джарвиса, Стивенса Дональда (гидрологическая служба Нила) и др.

Не увенчались успехом и другие подобные исследования, в частности, работы наших соотечественников, оперирующие

уровнями Каспийского моря [12], уровнями Ладожского озера [13] и т. д.

Не лучше обстоит дело и с попытками проследить причинные связи периодичности гидрологических явлений (если допустить наличие периодичности) с какими-либо факторами климатического или, шире, космического порядка, в частности, с показателем солнечной деятельности в виде известных чисел солнечных пятен Вольфа.

Подводя итоги, мы приходим к тому выводу, что, если и можно ставить вопрос о наличии элемента периодичности в многолетнем ходе гидрологических явлений, то, во всяком случае, только как компонента колебаний и притом отнюдь не основного, с несомненными и резкими случайными отклонениями от чистой периодичности. Таковую, представляющуюся наиболее правильной, принципиальную постановку проблемы мы находим в работе покойного П. А. Ефимовича «Периодичность в явлениях стока рек и ее влияние на водохозяйственные расчеты» [14].

В современной обстановке водохозяйственного проектирования единственным возможным решением в той мере, в какой речь идет о многолетних циклах, обладающих правильной периодичностью, является отказ от учета этого фактора при анализе колебаний стока.

Таким образом, единственной периодической закономерностью, существенно сказывающейся на формировании колебаний стока, остается признать годовой цикл, отражающий смену времен года.

§ 4. СТОХАСТИЧЕСКИЕ ЗАКОНОМЕРНОСТИ В КОЛЕБАНИЯХ СТОКА

Сумма наших сведений о функциональных формах зависимости изменений стока от времени сводится, согласно выводам предшествующего параграфа, к двум положениям: о постоянстве во времени средней водоносности речных систем и о правильной периодичности, проявляющейся в смене гидрологических фаз годового цикла.

Все многообразие форм колебаний стока, наблюдающихся в природе и не укладывающихся в указанные рамки, переносится, таким образом, в категорию явлений, причины которых при современном уровне наших знаний не могут быть установлены и связь которых с фактором времени не улавливается. Тем самым, исследования стока переводятся из области анализа, оперирующего функциональными формами зависимости, в область «случайных» явлений, подчиняющихся в своих колеба-

ниях, в силу множественности воздействующих на них причин, лишь стохастическим закономерностям.

Применение этих закономерностей основывается на гипотезе о подчинении колебаний речного стока закону больших чисел. Подобное допущение подтверждается анализом имеющихся в нашем распоряжении многолетних гидрологических рядов. Разбивая последние на более короткие отрезки, мы, как правило, наблюдаем, что увеличению длительности этих отрезков сопутствует сокращение размаха отклонений выборочных оценок параметров стока.

Средний за ряд лет сток по мере роста периода, по которому он вычислен, приближается к некоторым устойчивым значениям. То же относится и к характеристикам рассеяния ежегодных значений стока и к другим выборочным оценкам статистических параметров.

Такое положение привело, естественно, к попыткам использовать для анализа явлений речного стока аппарат математической статистики. Первые исследования этого рода возникли в США. У нас в Союзе начало работ рассматриваемого направления связано с появлением в 1930 г. труда Д. Л. Соколовского [15].

Орудием изучения законов распределения вероятностей служат, как известно из математической статистики, кривые распределения. В практике расчетов речного стока этим кривым обычно придается интегральная форма с преобразованием кривых распределения в так называемые кривые обеспеченности.

Применению приемов математической статистики в области речного стока сопутствуют некоторые своеобразные особенности. Первая из них определяется относительной малочисленностью имеющихся в распоряжении гидрологии рядов стока; о вытекающих из этого последствиях речь будет идти в последующих параграфах. Вторая особенность вытекает из генетической неоднородности гидрографа речного стока.

Циклическая закономерность, проявляющаяся в смене фаз годового цикла, приводит к тому, что явления, занимающие разное положение в году, оказываются отличными друг от друга не только в результате обстоятельств случайного порядка, но также и в силу существенного различия климатических факторов, воздействующих на формирование стока. В то же время, эффективное применение методов математической статистики представляется правильным связать с соблюдением правила известной однородности элементов, относимых к одной и той же гипотетической совокупности. Именно для совокупностей, составленных по этому принципу, можно ожидать подчинения явлений простым формам распределения вероятностей, более или менее близко соответствующим известным математической

статистике кривым распределения. При включении же в состав анализируемой совокупности явлений, относящихся к различным фазам, есть основания ожидать сложных, многомодальных форм распределения вероятностей, не поддающихся выражению при посредстве относительно простых математических приемов.

Отсюда мы приходим к принципу выделения из годового цикла фазово-однородных групп, составленных в порядке отбора из каждого года элементов, занимающих одно и то же положение в цикле. Каждая такая группа и рассматривается в качестве самостоятельного объекта статистического анализа (подробнее см. работы [16] и [17]).

§ 5. ПАРАМЕТРЫ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ В КОЛЕБАНИЯХ РЕЧНОГО СТОКА

Построение кривой обеспеченности каких-либо случайных величин по выборочному ряду их включает в себя два вида операций:

- а) оценку на основании имеющейся выборки наиболее вероятных значений числовых параметров, определяющих собою основные количественные характеристики кривой,
- б) априорное задание типа кривой, исходящее из общих представлений о природе изучаемых колебаний.

Анализ мы начнем с рассмотрения параметров распределения вероятностей стока.

Обычно в математической статистике эти параметры выражаются в форме некоторых функций моментов ближайших к единице целых положительных степеней. Теоретически рассуждая, можно посредством моментов ряда степеней подобрать кривую распределения вероятностей с любой точностью. Однако реальная возможность такого подбора ограничивается необходимостью определения параметров совокупности по выборкам, состав которых позволяет надежно охарактеризовать лишь моменты невысоких степеней.

Практика математической статистики — даже при громадных, с точки зрения гидрологии, численностях выборок, состоящих из тысяч наблюдений, — обычно ограничивается вычислением первых четырех моментов, по которым определяются статистические оценки центра, стандарта, коэффициента асимметрии и эксцесса. Различные сочетания этих четырех параметров приводят к весьма разнообразным формам кривых распределения.

При малочисленности гидрологических выборок, состав которых редко превышает 50 лет и почти никогда не достигает

100 лет, вопрос о достоверности выборочных оценок параметров приобретает особое значение. Суждение о надежности выводов этой операции может быть вынесено на основании вычисления стандартных ошибок выборочных оценок параметров. До последнего времени для этой цели в гидрологии обычно применялись известные из математической статистики формулы, выведенные в предположении, что совокупность, из которой производятся выборки, подчиняется нормальному гауссову закону распределения вероятностей.

Этот симметричный закон, допускающий возможность неограниченно больших отрицательных отклонений, обычно не применяется к анализу колебаний речного стока. Характер последних, как известно, в большинстве случаев удовлетворительно выражается кривыми Пирсона типа III при значении коэффициента асимметрии, равном удвоенному коэффициенту вариации.

Ошибки выборочных оценок параметров, соответствующие этому закону, существенно, притом в неблагоприятную сторону, отличаются от соответствующих характеристик нормального распределения. В целях учета этого обстоятельства нами были выведены формулы стандартных ошибок выборочных оценок статистических параметров совокупностей, распределенных по закону кривых Пирсона типа III при $C_s = 2C_v$ (подробнее см. статью [18]).

Полученные выражения имеют следующий вид:

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$\sigma_z = \frac{\sigma}{\sqrt{2n}} \sqrt{1 + 3C_v^2}$$

$$\sigma_{C_s} = \sqrt{\frac{\sigma}{n} (1 + 6C_v^2 + 5C_v^4)}$$

$$\sigma_{\varepsilon} = \sqrt{\frac{24}{n} (1 + 42C_v^2 + 168C_v^4 + 126C_v^6)}$$

При $C_s = 0$ выведенные формулы совпадают с общеизвестными выражениями, характеризующими репрезентативность выборок, производимых из нормально распределенных совокупностей.

В отношении области применения приведенных формул требуются две оговорки.

Первая из них связана с тем, что, будучи выведены применительно к закону распределения, выражаемому кривой Пирсона типа III при $C_s = 2C_v$, эти формулы являются более или менее строгой оценкой рассеяния выборочных оценок параметров именно для этого частного случая распределения. В тех случаях, когда распределение исследуемых явлений несколько отклоняется от принятого закона, приведенные выражения получают характер приближенного мерила точности, являясь как бы вторым шагом по сравнению с формулами, исходящими из нормального распределения.

Во-вторых, следует иметь в виду, что рассматриваемые формулы соответствуют выборке с независимыми друг от друга членами. При наличии связи между членами выборки ошибки повышаются.

Как мы отмечали выше, в чередовании гидрологических явлений усматривается иногда тенденция к сохранению аномалий.

Приемы учета этого обстоятельства мы рассмотрим ниже при исследовании связей между близкими по времени значениями стока.

Обратимся после этой небольшой справки к вопросу об оценке истинных значений параметров стока по выборочным значениям последних, получаемым в результате обработки гидрометрических рядов, имеющихся в распоряжении гидрологии.

Точность выборочной оценки параметров вариации стоковых характеристик зависит, прежде всего, от численности выборки, т. е. от числа лет гидрометрических наблюдений. Решая принципиально вопрос о достоверности оценки статистических параметров, мы должны исходить из той длительности наблюдений, которая характеризует опорные станции, обладающие наиболее многочисленными гидрометрическими рядами. В настоящее время, длительность наблюдений по таким станциям обычно составляет около 50—60 лет.

Далее из формул (1), (2), (3), (4) вытекает, что искомые стандартные ошибки зависят от коэффициента вариации исследуемого явления. Как известно, для стоковых рядов C_v обычно располагается в пределах интервала 0.10—1.00.

Что касается C_s и E , то нужное нам для относительной оценки точности расчета представление о порядке их значений, свойственных гидрологическим рядам, мы можем получить, допуская, что эти параметры связаны с C_v соотношениями, характерными для наиболее распространенной в гидрологии разновидности типа III кривых Пирсона. Как известно, для последних $C_s = 2C_v$ и $E = \frac{3}{2}C_s^2 = 6C_v^2$. Принимая эти соотношения, мы получим для C_s интервал от 0.2 до 2.0 и для E —от 0.06 до 6.

Исходя из $n=50$ и только что установленных предельных значений параметров, мы получим следующие пределы стандартных ошибок, выраженные в долях вычисляемых параметров:

C_v	$\frac{\sigma_x}{\bar{x}}$	$\frac{\sigma_T}{\sigma}$	$\frac{\sigma_{C_s}}{C_s}$	$\frac{\sigma_E}{E}$
0.1	0.014	0.1	1.80	14.0
1.0	0.14	0.2	0.6	2.1

Приведенные цифры показывают, что значения — x и σ (а, следовательно, и C_v) стоковых рядов мы можем оценивать с практически удовлетворительной точностью. О значениях процесса мы, по сути дела, не можем иметь даже приблизительного суждения. Тем более это относилось бы к моментам степеней более высоких, нежели четвертая, и к зависящим от них параметрам. Коэффициент асимметрии находится в промежуточном положении. При низких C_v суждение о его величине затруднительно. При высоких же C_v приближенная, хотя и очень грубая, оценка C_s становится возможной. Допуская же, что в отношении значений коэффициента асимметрии гидрологически сходные между собой реки обладают более или менее отчетливо выраженным сходством, можно на основании совместного анализа данных по группам рек получить достаточно надежную оценку рассматриваемого параметра.

Такой порядок исследования в будущем даст, повидимому, дополнительный, недостающий в настоящее время материал для суждения о существовании устойчивых зависимостей между отдельными параметрами стока и о характере таких зависимостей. На современной стадии развития учения о речном стоке могут быть сделаны лишь некоторые предварительные выводы.

Эти положения достаточны, как мы увидим ниже, для удовлетворительного решения большинства инженерных задач из области водохозяйственного проектирования.

Первым из таких положений является констатация положительной асимметрии в преобладающем большинстве случаев распределения вероятностей явлений стока, т. е. большая частота повторения маловодных лет по сравнению с многоводными, компенсируемая большим размахом отклонения последних от нормы.

Второе положение фиксирует наличие определенной зависимости между изменчивостью стока и асимметричностью его распределения с достаточно ясно прослеживающейся тенден-

цией к повышению положительной асимметрии с ростом изменчивости стока.

Подобный характер зависимости весьма часто наблюдается в колебаниях существенно положительных величин, варьирующих по закону случайности. Чем ниже коэффициент изменчивости последних, тем меньшим вероятностям отвечает зона отрицательных значений признака на нормальной кривой распределения и тем, соответственно, в меньшее противоречие входит закон Гаусса с эмпирическим распределением рядов, члены которых являются существенно-положительными величинами.

Именно такая картина и наблюдается в явлениях стока, закон распределения вероятностей которых оказывается тем ближе к нормальному, чем меньше изменчивость явлений.

Как показывает опыт, накопленный к настоящему времени гидрологией, характерным соотношением, наблюдающимся между значениями коэффициента изменчивости и коэффициента асимметрии в колебаниях речного стока, является соотношение, близкое к $C_s = 1.5C_v - 2C_v$.

Исследование, произведенное в этом направлении Г. Н. Бровковичем и Г. Н. Великановым ([19], [20]) дало среднее значение рассматриваемого соотношения для семидесяти четырех рядов максимальных расходов, равное 1.87 ± 0.25 , и для пятидесяти четырех рядов среднегодовых расходов, — равное 1.50 ± 0.40 .

Близкие к указанным, хотя несколько более низкие, значения отношения C_s/C_v были получены для американских рек А. Хазеном (см. его заметку, опубликованную в трудах американского общества гражданских инженеров за 1921 г. в дискуссии по статье Стендиш Холла). Хазеном был произведен непосредственный подсчет C_s для 50 рек с продолжительностью наблюдений от 56 до 20 лет.

Расположение рек в порядке возрастания C_v дало следующее:

Бассейны	C_v	C_s	$\frac{C_s}{C_v}$
1—20	0.21	0.26	1.24
21—30	0.27	0.46	1.70
31—40	0.41	0.42	1.03
41—45	0.59	0.71	1.20
45—50	0.97	1.42	1.46

Из таблицы видно, что C_s возрастает с возрастанием C_v и в некотором отношении к нему. При оценке выводов Хазена

следует иметь в виду невысокую их достоверность, связанную с явно недостаточной для оценки асимметрии численностью использованных выборочных рядов. При оценке указанных цифр следует иметь в виду, что авторы их, повидимому, не учитывали в подсчетах C_s утрату степеней свободы. Согласно формулам Р. Фишера введение соответствующего корректива повысило бы значения C_s кругло на 10%.

В целях подтверждения факта наличия связи между значениями коэффициентов вариации и асимметрии стоковых рядов и для установления более вероятных значений C_s , нами были подвергнуты систематической обработке данные колебаний годового стока группы рек СССР и Западной Европы.

В основу отбора этих рек было положено требование о том, чтобы длительность наблюдений составляла не менее 40 лет. Наибольшие периоды наблюдений, включенные в анализ, достигают 121 года (р. Рейн) и 118 лет (р. Неман).

Подробное изложение описываемого исследования приводится в работе [21]. Вкратце, порядок анализа заключается в следующем.

По всем рядам были вычислены значения C_s , C_v и их отношения.

В целях оценки точности вычисленных отношений C_s/C_v были определены стандартные ошибки σ_{C_s/C_v} , для чего была использована формула:

$$\sigma_{C_s/C_v} = \frac{1}{C_v \sqrt{n}} \sqrt{6 + 26C_v^2 + 24C_v^4}$$

(Вывод этой формулы приводится в нашей упоминавшейся выше работе [18]).

По величинам σ_{C_s/C_v} было подсчитано средневзвешенное значение отношения C_s/C_v , оказавшееся равным округленно:

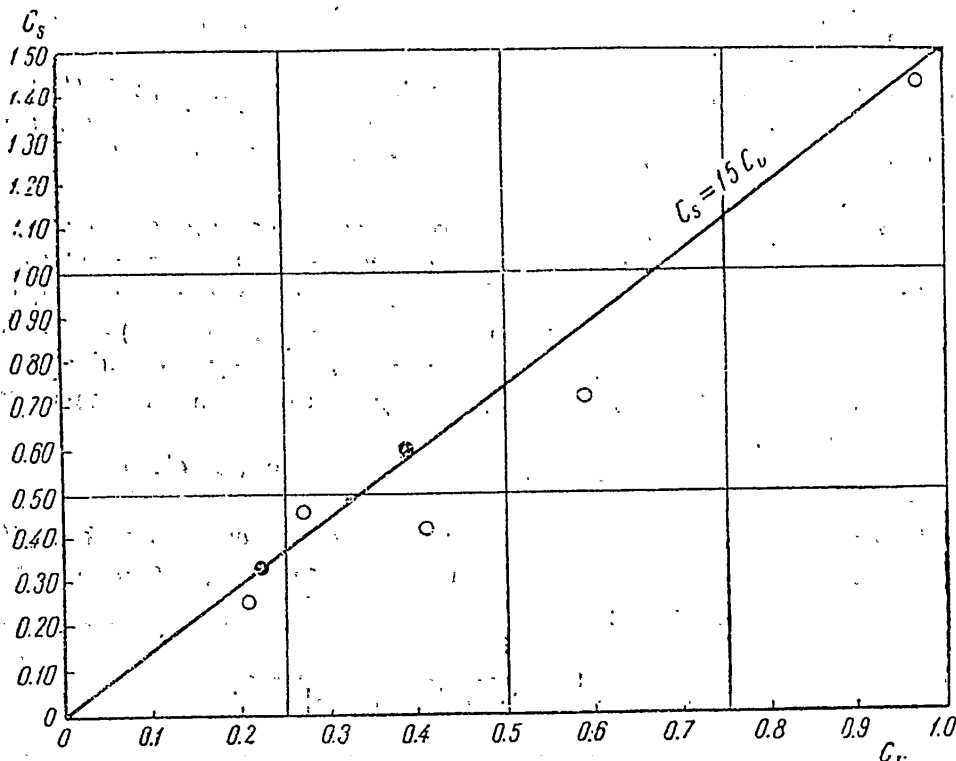
$$C_s/C_v = 1.7$$

Зависимость между C_s и C_v иллюстрируется фиг. 1, на которой нанесены центры тяжести двух групп точек, разделенных по признаку $C_v < 0.3$ и $C_v \geq 0.3$, а также упоминавшиеся групповые точки Хазена. График с достаточной отчетливостью подтверждает наличие связи между C_s и C_v .

Для суждения о том, в какой мере отклонения от найденного среднего, зарегистрированные по отдельным рекам, могут считаться случайными, эти отклонения были выражены в долях соответствующих стандартных ошибок.

Расчет показал, что колебания отношений C_s/C_v , наблюдаемых по различным рекам, могут быть приписаны случайности.

Таким образом, в результате проделанных вычислений оказывается возможным признать в достаточной мере правдоподобной гипотезу о том, что для различных рек распределе-



Фиг. 1. Зависимость между коэффициентами вариации и асимметрии годового стока.

Примечание. На график нанесены центры тяжести групп точек, ● Новый подсчет, ○ Хазен

ние вероятностей годовых объемов стока в первом приближении характеризуется одним и тем же значением отношения C_s/C_v , заключающимся в интервале 1.5—2.0.

В отношении максимальных расходов весенних половодий к сходному результату приводит упомянутое выше исследование Г. Н. Бровковича. (К моменту выхода в свет настоящей работы некоторые новые данные по рассматриваемому вопросу накопились и у нас. Эти данные намечаются к опубликованию отдельной статьей.)

Современная практика обычно пользуется, как известно, в своих расчетах соотношением $C_s = 2C_v$, будучи связана спецификой типа III кривых Пирсона.

Согласно опыту, накопленному гидрологией и подтверждаемому выводами специальных исследований (приведенных ниже), такое округление не очень резко искажает кривую обеспеченности и является в большинстве случаев практически приемлемым.

§ 6. КРИВЫЕ ОБЕСПЕЧЕННОСТИ

Приведенные выше данные показывают, что для описания законов повторяемости стоковых явлений мы располагаем тремя параметрами — $\bar{x}$, C_v и C_s . Удовлетворяя значениям последних, мы можем построить множество вариантов кривых распределения вероятностей.

Определенность в решение указанной задачи вносится путем выбора типа кривых, допускающего подбор по заданным значениям параметров и удовлетворяющего некоторым априорным положениям.

Важнейшим из числа последних является факт существенной положительности расходов воды, физически не способных становиться отрицательными. Этот факт приобретает эвристическое (способствующее нахождению искомым решений) значение при относительно высоких рассеяниях анализируемых величин, т. е. при коэффициентах вариации, превышающих приблизительно 0.5. При таких значениях C_v вероятности расходов, близких к нулю, становятся реально ощутимыми.

Подбирая уравнения кривых распределения вероятностей стока, естественно принять нуль за нижний предел возможных колебаний расхода. Верхний абсолютный предел колебания расходов представляется логичным не фиксировать, допуская, что весьма малым вероятностям превышения соответствуют неограниченно большие расходы. Такое допущение выражает математически то положение, что никакими априорными соображениями невозможно установить предельное значение высокого расхода, превышение которого безусловно физически исключено.

Наконец, в той мере, в какой мы условились применять кривые распределения к исследованию однородных (в смысле фаз годового цикла и, следовательно, генезиса) расходов, можно принять, что они обладают лишь одной модой.

Подводя итоги сказанному, мы приходим к выводу, что кривая распределения, применяемая к исследованиям стока, должна удовлетворять следующим требованиям:

1) предоставлять возможность подбора заданных значений трех параметров ($\bar{x}$, C_v и C_s);

2) допускать возможность колебания признака в интервале

$$0 < x < \infty;$$

3) обладать одной модой.

Ни один из пользующихся в математической статистике распространением типов кривых распределения не удовлетворяет полностью поставленным условиям.

В частности, получившая широкое распространение в гидрологии кривая Пирсона типа III обладает началом, совпадающим с нулевым значением признака только в частном случае $C_s = 2C_v$.

Принятие такого соотношения сокращает, однако, число самостоятельно назначаемых параметров кривой до двух (x и C_v) и, тем самым, чрезмерно стесняет допускаемую эмпирическим материалом возможность подбора.

В описанных условиях, естественно, возникает вопрос о разработке нового семейства кривых, специально приспособленного для анализа колебаний речного стока.

Решение поставленной задачи может быть, повидимому, достигнуто путем применения семейства кривых распределения, предложенного нами [18]. Идея последнего заключается в том, что исследуемая переменная (стоковая характеристика) x рассматривается как функция некоторой вспомогательной величины, распределение вероятностей которой выражается кривой Пирсона типа III при $C_s = 2C_v$. В этом случае закон распределения x представится выражением:

$$y = \frac{[\Gamma(\gamma + b)]^{\frac{\gamma}{b}}}{b [\Gamma(\gamma)]^{\frac{\gamma}{b} + 1}} \cdot e^{-\left[\frac{\Gamma(\gamma + b)}{\Gamma(\gamma)} \cdot x\right]^{\frac{1}{b}}} \cdot x^{\frac{\gamma}{b} - 1},$$

где y — плотность распределения вероятностей, b, γ — параметры, $\Gamma(\gamma)$ — символ гамма-функции (интеграла Эйлера второго рода).

Таблицы, служащие для построения рассматриваемых кривых, в настоящее время составлены Гидропроектом МВД по договору с секцией водохозяйственных проблем Академии Наук СССР.¹

¹ Вопрос о кривых распределения вероятностей, применяемых для описания колебаний речного стока, рассматривается более подробно в работах М. А. Великанова [22]; Г. Н. Бровковича [19, 23], Г. А. Алексеева [24], С. Н. Крицкого и М. Ф. Менкель [25].

§ 7. СООТВЕТСТВИЕ ТЕОРЕТИЧЕСКОГО ЗАКОНА РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ЭМПИРИЧЕСКОМУ МАТЕРИАЛУ

Соответствие закона распределения, выражаемого теоретическими кривыми, эмпирическому материалу, имеющемуся по речному стоку, может быть проверено методами, применяемыми для указанной цели математической статистикой, в частности, критерием Пирсона.

Сложность проверки заключается в том, что каждый стокковый ряд, рассматриваемый в отдельности, недостаточен по своей численности для вынесения сколько-нибудь достоверного суждения о соответствии его определенному закону распределения.

Подобная оценка может производиться только путем совместного исследования материалов по группам рек. При этом приходится допускать, что проверяемая гипотеза в равной мере соответствует всем изучаемым объектам, что в действительности может не иметь места.

В результате аномальности некоторых рек может создаться впечатление несостоятельности гипотезы по отношению ко всем водосборам, в том числе и к тем, для которых исследуемый закон распределения вероятностей является применимым. С другой стороны, однако, факт удовлетворительного соответствия анализируемого типа кривых всему разнородному материалу, если бы такое соответствие удалось доказать, представлял бы особую ценность с точки зрения возможности распространения полученных выводов на неизученные реки.

Специальные, достаточно широко и строго поставленные исследования соответствия представлены в современной гидрологической литературе довольно слабо. В этом отношении заслуживает внимания работа Г. Н. Бровковича, доложенная им на I Совещании по регулированию стока в 1940 г. Результаты этого исследования изложены также в статье Г. Н. Бровковича и Г. Н. Великанова [20].

В указанной работе Г. Н. Бровковичем и Г. Н. Великановым были исследованы кривые распределения (кривая III типа Пирсона с $C_s = 2C_v$) для большого количества рядов максимальных расходов воды, относящихся к различным рекам и охватывающих в общей сложности около 4000 членов. Сопоставление дало отличное совпадение теоретической и эмпирической кривых.

В целях накопления объективных данных, способных пролить новый свет на вопрос о типе кривых распределения стокковых явлений, нами было проведено исследование среднегодовых расходов 25 рек, обладающих каждая не менее чем

40—50 годами наблюдений. Общее число лет наблюдений составило 1556¹.

При исследовании были применены два приема. Первый из них заключался в исчислении по каждой из рассматриваемых рек в отдельности критерия χ^2 Пирсона с последующим суммированием указанных величин и определением по их сумме вероятности системы случайных отклонений, равных или больших, чем наблюдаемые.

В процессе работы амплитуда колебания расходов разбивалась на 10 интервалов, каждый из которых соответствовал 10% вероятности.

Величины расходов, ограничивающие указанные интервалы, определялись для каждой из рек по соответствующим выборочным оценкам центра $\bar{x}$ и стандарта σ , исходя из гипотетически принятого теоретического типа кривой распределения (типа III Пирсона с $C_s = 2C_v$). В результате вычислений значения χ^2 по отдельным рекам оказались изменяющимися в пределах от 1.36 до 17.68:

Каждая из указанных величин должна быть отнесена к 7 степеням свободы, поскольку анализируемый материал разбивался на 10 классов, число же выборочно оцениваемых параметров, включая общую численность выборки, центр и стандарт, достигает трех.

Известно, однако, что проверка соответствия, выполняемая по отдельным выборкам рассматриваемой небольшой численности, не является достаточно чувствительной. Имея в виду это обстоятельство, мы определили сумму значений χ^2 по всем 25 рекам, оказавшуюся равной 177.8.

Относя эту величину к $25 \times 7 = 175$ степеням свободы, можно установить, что, если бы испытываемая гипотеза в точности соответствовала природе изучаемых явлений, то в 45 испытаниях из ста случайные отклонения выборок оказались бы равными полученным или больше их.

Таким образом, на основе выводов совместного рассмотрения 25 водосборов с 1556 годами наблюдений испытываемая гипотеза не может считаться опровергнутой.

Факт неполной независимости рассмотренных выборок, относящихся в значительной степени к одним и тем же годам и отчасти к смежным водосборам, не уменьшает, как это могло бы показаться, а увеличивает суммарное значение критерия χ^2 , поскольку следствием этого факта является накопление отклонений одного знака. Анализ материала, положенного в ос-

¹ В настоящее время описываемое исследование соответствия теоретических кривых распределения эмпирическому материалу значительно расширено. Результаты его намечаются к опубликованию в виде отдельной статьи [21].

нову исследования, показывает, впрочем, что даже по наиболее близким водосборам не удастся обнаружить каких-либо признаков связи между отклонениями, относящимися к сходным интервалам.

Приведенное совместное испытание является уже в достаточной мере чувствительным.

Однако при использовании этого приема отпадает возможность сколько-нибудь детального исследования экстремальных явлений, недостаточно представленных в составе каждой отдельной выборки.

Кроме того, критерий Пирсона сам по себе не дает суждения об абсолютной величине расхождения между эмпирическим и теоретическим распределениями исследуемых расходов. Имея в виду эти обстоятельства, мы применили также второй, менее строгий, но более наглядный прием сопоставления их между собой. Сущность его заключалась в сравнении эмпирических и теоретических численностей, определенных для каждого из интервалов суммарно по всем 25 водосборам. При этом границы интервалов принимались одинаковыми для всех рек по обеспеченности (и, следовательно, индивидуальными по величине расходов в соответствии с различием значений статистических параметров).

В результате объединения в одну группу всех 1556 наблюдений, сказалось возможным сузить границы крайних интервалов, представляющих наибольший практический интерес. Выводы сопоставления представлены в табл. 1.

Таблица 1

№№	Границы интервала %	Численность интервала		Отклонение наблюдаемой численности от теоретической	
		Теоретическая	Наблюдаемая	Число событий	Процент от теоретической численности
1	<1	15.6	14.0	- 1.6	10.2
2	1—5	62.2	66.5	+ 4.3	6.9
3	5—10	77.8	82.0	+ 4.2	5.4
4	10—20	155.6	140.0	-15.6	10.0
5	20—30	155.6	167.5	+11.9	7.7
6	30—40	155.6	160.5	+ 4.9	3.1
7	40—50	155.6	156.5	+ 0.9	0.6
8	50—60	155.6	157.5	+ 1.9	1.2
9	60—70	155.6	141.0	-14.6	9.4
10	70—80	155.6	153.0	- 2.6	1.7
11	80—90	155.6	156.0	+ 0.4	0.3
12	90—95	77.8	76.5	- 1.3	1.7
13	>95	77.8	85.0	+ 7.2	9.3

Итоги сопоставления свидетельствуют о вполне удовлетворительном совпадении наблюдаемых и теоретических численностей.

В целом имеющийся в настоящий момент материал свидетельствует о хорошем, как правило, соответствии кривых Пирсона типа III при $C_s = 2C_v$ явлениям речного стока и дает право некоторым исследователям (см., например, ту же статью Г. Н. Бровковича) приписывать рассматриваемому типу такую же роль по отношению к этим явлениям, какую играет закон Гаусса в области симметричных колебаний.

Можно полагать, что более гибкие кривые рассмотренного выше нового типа, допускающие соответствующее эмпирическому материалу отклонение от соотношения $C_s = 2C_v$, обнаружат еще лучшее совпадение с данными наблюдений.

Анализ указанного вопроса является задачей ближайшего будущего так же, как и распространение описанных выше исследований на различные виды фазово-однородных явлений стока.

§ 8. ТОЧНОСТЬ ПОСТРОЕНИЯ РАЗЛИЧНЫХ УЧАСТКОВ КРИВЫХ ОБЕСПЕЧЕННОСТИ

Случайные ошибки выборочных оценок статистических параметров стока соответствующим образом искажают вычисляемые по ним кривые обеспеченности и отражаются на точности конечных выводов расчета. При этом различные участки кривой обеспеченности подвержены случайным ошибкам не в одинаковой степени. В области обычных, часто повторяющихся, расходов выборочные ряды включают в себя относительно большое число событий, позволяющее сравнительно надежно определять их повторяемость. В зонах же экстремальных, редко наблюдаемых явлений, репрезентативность выборки понижается. Соответственно и точность определения ординат кривой обеспеченности, отвечающих различным участкам последней, понижается по мере удаления от моды. Точность определения величин стока, отвечающих различным вероятностям превышения, может быть охарактеризована значениями соответствующих стандартных ошибок. Смысл последних ясен из следующего.

На основании сказанного выше, мы можем считать ежегодные значения фазово-однородных величин стока принадлежащими к некоторой гипотетической совокупности, в составе которой распределение вероятностей удовлетворительно выражается кривой принимаемого типа при некоторых определен-

ных значениях ее параметров. Представим себе множество, состоящих каждая из n членов, выборок из этой совокупности. Положим, что для каждой из этих выборок определены статистические оценки параметров и по ним построены кривые обеспеченности. Ординаты x_p таких кривых, отвечающие некоторой обеспеченности p , вследствие случайных колебаний параметров окажутся также подверженными случайным колебаниям. Размах последних может быть оценен величиной стандартной ошибки σ_{xp} . Для случая, когда исследуемая совокупность распределена по закону, выражаемому кривой Пирсона типа III при $C_s = 2C_v$, и когда при построении кривой обеспеченности выборочно оцениваются лишь центр $\bar{x}$ и коэффициент вариации C_v кривой, коэффициент же асимметрии принимается равным $C_s = 2C_v$, нами получено следующее выражение:

$$\sigma_{xp} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \sqrt{1 + 2 \left(\frac{\Phi}{2} + \Phi_s \cdot C_v \right)^2 \cdot (1 + 3C_v^2) + 4C_v \left(\frac{\Phi}{2} + \Phi_s C_v \right)}$$

Здесь σ — стандарт изучаемого ряда;

n — число членов выборки (лет наблюдений);

Φ — отклонение ординаты x_p от центра, выраженное в долях стандарта (число из таблицы Фостера-Рыбкина, отвечающее заданным C_v и p);

$\Phi_s = \frac{\partial \Phi}{\partial C_s}$ — производная стандартизированного отклонения Φ по коэффициенту асимметрии.

Значения Φ_s могут быть приближенно установлены по таблицам Фостера-Рыбкина как отношения приращений $\Delta \Phi$ к соответствующим приращениям ΔC_s .

Вывод этого выражения и анализ его приводятся в нашей работе [18].

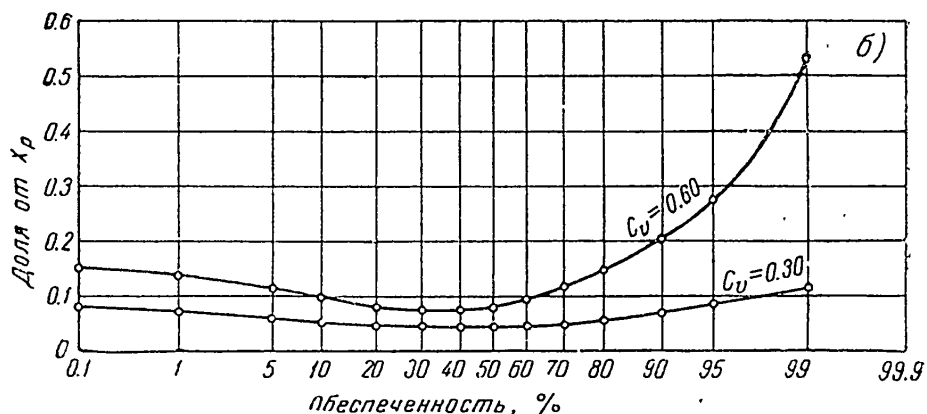
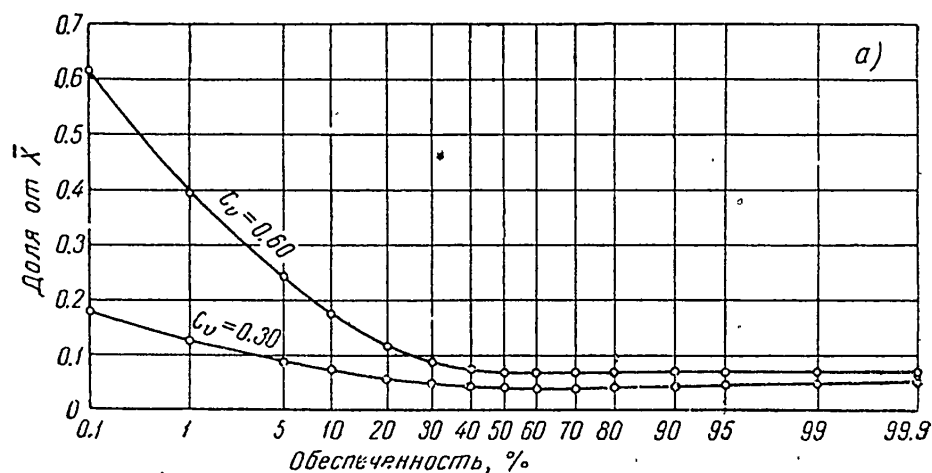
Значения σ_{xp} , отвечающие типичным для стоковых рядов величинам $C_v = 0.30$ и $C_v = 0.60$ при n , равном 50 годам, изображены на фиг. 2а.

Как следует из графика, точность определения ординат кривой понижается по мере удаления от центра в области высоких расходов.

В зоне низких расходов размах возможных ошибок ограничен принятым в основу построения кривой обеспеченности допущением стремления стока к нулю как мыслимому нижнему пределу.

Если условно принять за желательный норматив точности расчета стандартную ошибку, равную $0.1 \bar{x}$, то, как видно из фиг. 2а, при $C_v = 0.30$ надежно закрепленной при 50 годах наблюдений может считаться зона кривой обеспеченности, лежащая вправо от 3%.

При $C_v = 0.60$ точность гидрологического расчета, как и следовало ожидать, заметно понижается. Стандартная ошибка, равная и меньшая $0.1 \bar{x}$, достигается лишь для ординат кривой обеспеченности, расположенных вправо от 25%.



Фиг. 2. Стандартные ошибки кривых обеспеченности

Во многих случаях более правильной характеристикой точности расчета являются не абсолютные величины стандартных ошибок расходов той или иной обеспеченности, а значения их, выраженные в долях вычисляемой величины. Эти значения представлены на фиг. 2б.

В практическом отношении наиболее интересна зона повышенных расходов графика. Эта зона дает непосредственный ответ на вопрос о точности конечных результатов расчета, связанного с решением одной из наиболее ответственных задач гидрологического проектирования, а именно расчета максимальных расходов.

Из графика следует, что стандартная ошибка расхода с вероятностью превышения в 1% (на каковой расход производится согласно нормативам, принятым в гидротехнической практике СССР, основной расчет пропускной способности водосбросных сооружений) составляет при $C_v=0.30$ и $n=50$ годам около 7% от величины определяемого расхода. При $C_v=0.60$ соответствующая характеристика повышается до 14%.

Полученные цифры можно рассматривать как свидетельство практически приемлемой точности современного расчета максимальных расходов на реках с относительно устойчивым стоком.

Нижняя ветвь кривой находится в этом отношении в несколько менее благоприятном положении. Стандартная ошибка 95%-ых ординат кривой обеспеченности (отвечающих обычным в практике водохозяйственного проектирования нормативам), составляет при $C_v=0.30$ величину порядка 8% от значения искомой характеристики, повышаясь при $C_v=0.60$ до 28%.

Этими примерными цифрами и можно оценить обычную точность современного гидрологического расчета, оперирующего низкими значениями расходов.

При оценке полученных выводов следует не упускать из виду, что они характеризуют точность гидрологического расчета применительно к рекам с обычным, не очень резко колеблющимся стоком ($C_v=0.30-0.60$). При высоких значениях коэффициента вариации, приближающихся к единице, наша осведомленность о возможных на реках экстремальных условиях стока резко уменьшается.

Избежать неблагоприятного положения, в которое попадают в подобных условиях проектируемые сооружения, можно только путем внесения в выводы водохозяйственных расчетов более или менее значительных элементов запаса.

§ 9. ЗАКОНОМЕРНОСТЬ СОХРАНЕНИЯ АНОМАЛИЙ

Анализ колебаний речного стока с несомненностью устанавливает тенденцию последних к сохранению аномалий; т. е. к образованию группировок явлений, отклоняющихся от нормы в одинаковую сторону. В ходе стока за короткие промежутки времени это свойство проявляется достаточно отчетливо. Так, после многоводного начала месяца обычно и вторая половина его отличается повышенным стоком.

В известной мере указанные тенденции могут распространяться и за пределы года, приводя к образованию группировок многоводных и маловодных лет.

Факт наличия связи между стоком смежных лет может быть подтвержден результатами поставленного нами вычисления соответствующих коэффициентов корреляции. Этот расчет был проведен по 33 рекам СССР и Западной Европы с числом лет наблюдений от 22 до 120. Значения коэффициента корреляции между объемами стока смежных лет оказались изменяющимися в пределах от 0.09 до 0.43, составляя в среднем округленно +0.20.

Из 33 подвергнутых анализу объектов только в четырех случаях коэффициент корреляции оказался отрицательным (в двух случаях $r = -0.01$, в одном $r = -0.02$ и в одном $r = -0.09$).

Помимо только что описанных, были получены также некоторые данные, позволяющие судить о распространении связи на стоки лет, отделенных друг от друга одним промежуточным годом. Эти расчеты, произведенные для нескольких взятых на выборку речных объектов, показали резкое падение значений коэффициентов корреляции. Последние оказались близкими к нулю.

Положительные значения коэффициентов корреляции между стоком смежных лет по подавляющему большинству речных объектов и существенно положительное среднее значение этого параметра позволяют полагать, что объемы стока за смежные годы являются не независимыми друг от друга, хотя связь между ними столь не тесна, что во многих случаях может не приниматься во внимание.

Математическим аппаратом, который мог бы быть использован для исследования группировок многоводных и маловодных лет, являются так называемые цепи Маркова. Как известно, эти цепи представляют собой последовательности случайно колеблющихся величин, между смежными значениями которых существует коррелятивная зависимость.

Представление вариации ежегодных значений гидрологических характеристик как цепей Маркова, как можно думать, является при современном уровне наших знаний наиболее приемлемой формой их математического выражения.

Последовательность, представляющая собой цепь Маркова, характеризуется отсутствием какой-либо функциональной закономерности, связывающей между собой величину варьирующего признака с местом, занимаемым им в ряду. Эта последовательность, при рассмотрении случайно выбранных отрезков ее, полностью подчиняется закону больших чисел и может изучаться при помощи методов математической статистики. Однако законы приближения выборочных статистических оценок к соответствующим параметрам совокупности оказываются для цепи Маркова иными, нежели для ряда независимых друг от друга

случайных величин. Наличие коррелятивной связи между смежными членами последовательности понижает репрезентативность (т. е. способность правильно отражать соотношения, свойственные изучаемой категории явлений) выборки, а в отношении некоторых статистических характеристик приводит, кроме того, к ошибкам, систематически искажающим выборочные оценки по сравнению с параметрами совокупности. Непосредственной причиной этих искажений является то обстоятельство, что наличие связи между смежными членами цепи, приводит к сглаживанию колебаний в пределах относительно малочисленных выборок. Следствием этого является накопление отклонений одного и того же знака, включаемых в случайную выборку ограниченной численности. В результате такого накопления ошибок оценка среднего значения изучаемой величины осуществляется по отрезку цепи Маркова с меньшей точностью, чем по равночисленной выборке независимых величин.

Выборочные оценки параметров, отражающих интенсивность варьирования ряда, систематически преуменьшаются по сравнению с параметрами совокупности. В частности, систематическому преуменьшению подвержены выборочные оценки стандарта цепи Маркова и коэффициента корреляции между смежными его членами.

В специальной работе [18] мы подвергаем некоторому анализу вопрос о применении этого метода к гидрологическим исследованиям и выводим выражения наиболее вероятных оценок следующих параметров простой цепи Маркова:

1) стандарта

$$\sigma = \frac{S}{\sqrt{1 - \frac{2r}{n(n-1)(1-r)} \cdot \left(n - \frac{1-r^n}{1-r}\right)}},$$

где S — вычисленное по выборке из n членов значение среднего квадратичного отклонения,

r — коэффициент корреляции между смежными членами цепи;

2) стандартной ошибки выборочных оценок среднего

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{S}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{1 + \frac{2}{n} \cdot \frac{r}{1-r} \cdot \left(n - \frac{1-r^n}{1-r}\right)}{1 - \frac{2}{n(n-1)} \cdot \frac{r}{1-r} \cdot \left(n - \frac{1-r^n}{1-r}\right)}},$$

и 3) коэффициента корреляции между смежными членами цепи. Последний находится подбором путем решения уравнения:

$$r_{\theta}^2 = \frac{r^2 - \frac{2r}{n(n-1)(1-r)} \cdot \left(n - \frac{1-r^n}{1-r}\right)}{1 - \frac{2r}{n(n-1)(1-r)} \cdot \left(n - \frac{1-r^n}{1-r}\right)},$$

где r_{θ} — вычисленное по выборке значение коэффициента корреляции, r — наиболее вероятная его оценка.

§ 10. ВЫВОДЫ

Предшествующее изложение было посвящено:

а) формулировке рабочих гипотез, определяющих собой принципиальные основы предвидения речного стока и

б) исследованию методики количественной интерпретации намеченных гипотез, обеспечивающей возможно более высокую практическую эффективность предвидения.

Из числа принципиальных положений центральное место занимает гипотеза о подчинении вариаций фазово-однородных явлений стока закону больших чисел. Именно эта гипотеза определяет собой смысл современных водохозяйственных построений, при которых в той или иной форме применяется в качестве прототипа проектного режима режим истекшего периода гидрометрических наблюдений. (Интересно отметить, что инженеры, пользующиеся этим присмом, до последнего времени даже не отдавали себе отчета в том, что единственное его оправдание заключается в формулированных выше положениях о подчинении колебаний стока закону больших чисел. В этом отношении характерна статья немецкого гидролога Грассбергера, посвященная приложению математической статистики к исследованию колебаний стока, опубликованная в журнале *Deutsche Wasserwirtschaft*, 1936, № 9. В этой статье Грассбергер говорит о факте соответствия колебаний стока закону больших чисел, как о неожиданном и вызывающем изумление.)

Как следует из изложенного, современные позиции гидрологии оказываются в состоянии обеспечить лишь сравнительно небольшую сумму сведений о законах колебаний речного стока.

Эти сведения очень далеки от предвидения водоносности рек индивидуально для каждого из предстоящих в будущем конкретных отрезков времени и ограничиваются приближенной оценкой повторяемости различных значений стока в перспективе длительных периодов времени.

Спрашивается, в какой мере достаточны имеющиеся сведения для удовлетворительного решения инженерных водохозяйственных задач (см. также наши работы [26, 27]).

Ответ на этот вопрос распадается на две части.

Первая из них связывается с принципиальной оценкой последствий того факта, что мы оказываемся вынужденными в значительной степени заменять полноценное предвидение стока предсказанием его вероятностей.

Вторая часть проблемы касается оценки эффективности тех орудий количественной интерпретации стохастических закономерностей, которыми мы располагаем при современном уровне знаний.

Обратимся сначала к рассмотрению первой, принципиальной части задачи.

Основными параметрами водохозяйственного режима установки являются, во-первых, суммарный результат работы ее на протяжении длительного периода эксплуатации и, во-вторых, экстремальные, низкие и высокие значения расходов воды, которыми определяются, с одной стороны, мощность водохозяйственной установки и связанных с ней предприятий и, с другой стороны, размеры гидротехнических сооружений. При этом для правильного назначения размеров сооружений и оборудования требуется суждение о величине предельных за период эксплуатации экстремальных расходов, приуроченные же моменты их появления к календарным срокам не является необходимым.

Знание вероятностей стока предоставляет практически полную возможность решения задач, связанных с оценкой суммарных за длительный промежуток времени результатов работы использующей сток установки. В течение такого периода действительное распределение стока достаточно близко воспроизводит теоретическую картину.

Что касается установления размеров сооружений, то в этом отношении элементы их, определяемые экстремально низкими и экстремально высокими расходами реки, находятся в несколько различном положении.

Элементы сооружений, связанные с минимальными значениями стока, обычно назначаются в практике водохозяйственного проектирования, исходя из того условия, чтобы нарушения режима работы установки в результате наступления периодов еще более маловодных, чем предусмотренные, происходили достаточно редко; самый же факт перебоя и вызываемое им введение некоторых ограничений в водоотдачу рассматривается, имея в виду известную гибкость потребления, как принципиально допустимый.

В таких условиях критерий повторяемости, положенный в основу выбора расчетного минимума стока, является в достаточной мере удовлетворительным, поскольку критические значения минимальных расходов устанавливаются исходя из таких нормативов расчетной обеспеченности, которым отвечают величины стока, близкие к реально наблюдаемым в течение периода эксплуатации.

Исчерпывающее знание предстоящего стока вряд ли отразилось бы сколько-нибудь существенно на практике выбора таких элементов, как размеры гарантированной водоотдачи водохозяйственных установок, мощности гидростанций и т. п.

В несколько ином положении находятся расчеты максимальных значений стока, определяющих собою размеры водосбросных сооружений.

В отношении прогноза этих характеристик в основу проектирования приходится полагать принцип безусловной недопустимости нарушения предусматриваемых проектом пределов, следствием чего является необходимость расчета на весьма маловероятные события. Результатом этого служит придание сооружениям таких размеров, которые ни разу за время существования большей части установок в полной мере не используются, поскольку расход воды не достигает расчетной величины.

Равным образом, знание вероятностей стока не обеспечивает полной эффективности гидротехнических мероприятий в тех случаях регулирования стока, когда перед водохранилищем ставятся одновременно задачи повышения низких расходов реки и понижения высоких расходов (в целях предотвращения холостых сбросов и борьбы с паводнениями). Совместное использование одной и той же емкости для обеих целей достижимо в той мере, в какой можно предвидеть сток ближайшего будущего, и соответственно или держать водохранилище наполненным, в случае ожидаемого маловодья, или же, напротив, опорожнять его, готовясь к приему избытков воды. (В последнем случае, впрочем, проблема успешно разрешается уже при наличии относительно краткосрочных эксплуатационных прогнозов стока, составление которых находится в известной мере в границах возможностей гидрологии.)

Резюмируя изложенное, можно признать, что система предвидения стока, которой располагает современная гидрология, в принципе в состоянии удовлетворить важнейшим требованиям водохозяйственного проектирования. Она обеспечивает возможность достаточно надежного расчета гидротехнических сооружений и правильной оценки их эффекта, однако не во всех случаях гарантирует наибольшую экономичность решения, которая, теоретически рассуждая, могла бы быть достигнута в условиях полного календарного прогноза стока.

Перейдем к анализу приемов практического применения подмеченных закономерностей.

Эти приемы связаны, как мы видели, с широким использованием теории вероятностей и математической статистики. Еще и теперь приходится иногда сталкиваться с сомнениями по поводу целесообразности применения этих отраслей математики. Между тем самая постановка такого вопроса основана на недоразумении. Бесспорен факт, что колебания речного стока мы вынуждены в значительной мере рассматривать как случайные. Возражения против этого положения имели бы смысл лишь в том случае, если бы гипотезе о подчинении вариаций стока закону больших чисел могла быть противопоставлена какая-либо принципиально иная, равноценная концепция, которая обеспечила бы возможность практического расчета. Такой концепции, однако, не существует. Из признания же значительной роли стохастических закономерностей автоматически вытекает необходимость в применении статистических методов для их анализа. И действительно, все гидрологические расчеты от зарождения гидротехники до наших дней всегда пользовались такими методами. Так, непосредственная оценка режима и эффекта установки по стоку периода гидрометрических наблюдений — чисто статистический прием. Этот прием, однако, очень далек от эффективного использования всей информации, которую при умелой обработке можно извлечь из материала наблюдений. Речь и должна идти не о целесообразности применения статистических методов, так как отказаться от них мы не можем, а о выборе наиболее совершенных и отвечающих потребностям гидротехники форм статистического анализа. Такие формы связываются с сознательным использованием закономерностей, проявляющихся в колебаниях стока реки для предвидения ее будущего режима. Приемы этой категории также — в своей основе статистические. Однако они более совершенны, более научны, чем примитивный эмпиризм недавнего прошлого, отождествлявший наблюдаемые частоты различных расходов воды с их вероятностями и как бы допускавший повторение в будущем всей последовательности замеренного в прошлом стока.

Встав на путь формулировки и математического описания законов распределения вероятностей стока, мы сталкиваемся со сравнительной скудостью материалов наблюдений. Из этого иногда делается вывод, что приемы анализа подобных материалов должны быть крайне элементарными и примитивными. С таким выводом нельзя согласиться. Именно малочисленность эмпирических данных требует особо строгого, критического отношения к выбору методов исследования и к анализу достоверности получаемых выводов. Смысл современной теории

малый выборки, развитие которой может быть причислено к важным достижениям новейшей прикладной математики, заключается как раз в том, чтобы из *скудного* материала наблюдений извлекать максимум полезных сведений и (что не менее важно) правильно оценивать степень достоверности этих сведений.

Недоверчивое отношение некоторых гидротехников и гидрологов к методам современной математической статистики отчасти связано, повидимому, с тем, что теория вероятностей мало знакома инженерам. В то же время для эффективного применения статистических методов к неоднородному и малочисленному эмпирическому материалу, каким мы располагаем по речному стоку, безусловно необходимо достаточно глубокое знакомство с основами этой специальной отрасли математики.

Недостаточным знакомством с существом дела объясняются и довольно распространенные у нас ссылки на практику США, будто бы отказавшуюся от применения теории вероятностей к исследованиям стока. В действительности же речь идет не об отказе от применения статистических методов (что, как мы отмечали выше, вообще невозможно), а о получившей в Америке распространение модификации этих методов в области расчета максимальных расходов воды. При этом статистическому анализу подвергаются не непосредственно максимальные расходы воды, а ливни, вызывающие в условиях США исключительные по силе наводнения (вообще же в отношении теории использования и регулирования речного стока американцы далеко отстали от СССР).

Признавая, таким образом, безусловно целесообразным и необходимым применение к исследованию колебаний речного стока современных методов статистического анализа, мы не должны в то же время переоценивать значение и возможности математического аппарата. Нельзя сводить анализ к формальным вычислительным операциям. Для того чтобы правильно наметить гипотезы и предпосылки, неизбежные при применении математики к исследованию явлений природы; а в равной мере и для того, чтобы истолковать выводы анализа, необходимо отчетливое представление о существе изучаемых явлений. Развитие учения о речном стоке направляется по пути *совместного применения генетических и статистических методов исследования*.

Логическое развитие изложенных выше концепций связано с принятием гипотезы о соответствии кривых распределения вероятностей стока некоторым априорным формам последних, разработанным в теории вероятностей.

Это положение имеет значение принципиального порядка.

Принятие определенного, математически выражаемого, закона распределения вероятностей стоковых явлений служит основанием для выравнивания наблюдаемых на реке соотношений между повторяемостями различных расходов и для приведения их к плавным, сглаженным формам, элиминирующим случайные, не типичные для реки особенности конкретного гидрологического ряда.

Знание рассматриваемого закона создает также возможность некоторой экстраполяции наблюдаемой повторяемости расходов воды в область крайне редких экстремумов, не регистрируемых в течение периода наблюдений.

С тем же законом распределения вероятностей связано разрешение проблемы точности стоковых расчетов.

В непосредственной зависимости от этого закона находятся возможности описания колебаний стока посредством относительно небольшого числа статистических параметров и, следовательно, возможности гидролого-географических обобщений.

Наконец, именно рассматриваемая гипотеза предоставляет в распоряжение водохозяйственного проектирования математический аппарат, эффективно используемый при построении теории регулирования стока.

На основании материалов, коротко изложенных выше, мы имеем уже в настоящее время некоторые основания полагать, что вариации ежегодных значений многих явлений стока удовлетворительно выражаются кривой Пирсона типа III при $C_s = 2C_v$. Подтверждением такой гипотезы служат, как мы видели выше, подвергнутые объективному анализу данные по десяткам самых различных рек, включающие в себя в общей сложности тысячи лет наблюдений. Можно полагать, что уточнение соотношения между C_s и C_v , возможности к чему открываются при использовании рассмотренного в тексте нового семейства кривых распределения, приведет к еще лучшему соответствию между теоретической и наблюдаемой на реках повторяемостями расходов воды.

Рассмотрим, наконец, с точки зрения надежности и точности выводов водохозяйственного проектирования, методику выборочной оценки выявленных закономерностей. Последняя, как следует из изложенного выше, связана со статистической обработкой материалов наблюдений и с вычислением, в результате этой обработки, системы параметров, используемых для построения кривых обеспеченности стока. От точности определения этих параметров зависит, в конечном счете, степень соответствия принимаемых к расчету теоретических кривых эмпирическому материалу и итоговая достоверность предсказания колебаний стока. Точность исчисления параметров лимитируется, как это было показано выше, ограниченной

длительностью имеющихся в нашем распоряжении гидрометрических наблюдений. Выводы, к которым мы пришли выше, позволяют считать более или менее удовлетворительным положение, создающееся в районах с устойчивым стоком и значительной густотой опорной гидрометрической сети, располагающей многолетними наблюдениями.

В таких же гидрологических областях, где коэффициенты вариации даже годовых объемов стока приближаются к единице, а опорная сеть насчитывает по 10—20 лет наблюдений, точность гидрологических расчетов оставляет желать лучшего. Недостаточная надежность оценки стока вызывает в рассматриваемых условиях необходимость введения в размеры гидротехнических сооружений при их проектировании запасов, которые могут в отдельных случаях достигать обременительных размеров, с чем, однако, в современной обстановке проектирования поневоле приходится мириться.

При оценке перспектив развития методики расчетов стока весьма заманчивыми на первый взгляд представляются возможности, открывающиеся на пути установления принципиально новых закономерностей, функционально связывающих сток со временем, в форме, например, сложных циклов и т. п. Последним большое внимание, в частности, уделяли в своих работах известные наши исследователи в области речного стока и водохозяйственного проектирования, ныне покойные П. А. Ефимович [14] и А. Д. Гостев [28].

С нашей точки зрения даже при самых оптимистических предположениях нельзя рассчитывать на то, что многолетние колебания речного стока удастся выразить в форме периодических функций времени; сохранение значительной роли за закономерностями стохастической категории представляется во всяком случае неизбежным.

В особенности это относится к прогнозу экстремальных, максимальных и минимальных явлений стока, возможность календарного предвидения которых за много лет вперед не может быть признана реальной даже в отдаленной перспективе.

В то же время наибольшая эффективность перехода к такой более совершенной форме прогноза могла бы быть связана именно с рассматриваемой категорией расходов воды, имея в виду, что максимальными и минимальными значениями стока определяются размеры гидротехнических сооружений и оборудования установок.

Изложенное заставляет отнести с известной сдержанностью к оценке практических перспектив эффекта, который может быть получен в результате учета многолетней периодичности в водохозяйственных расчетах.

Следует полагать, что принципиальные основы методики расчетов стока с достаточной полнотой определились уже в настоящее время.

ЛИТЕРАТУРА

1. Brooks. Periodicities in the Nile Floods. Memoirs of the Royal Meteorological Society, vol. II, № 12, 1920.
2. Jarvis. Flood stage records of the river Nile. PASCE, № 6, 1935, и дискуссия по работе Jarvis в последующих номерах.
3. Е. В. Оппоков. Колебания водоносности рек в историческое время, ГГИ, Исследования рек СССР, вып. IV, 1932.
4. С. И. Коллупайла. Построение и применение кривой расходов в ненормальных условиях, Записки ГГИ, том X, 1933.
5. Soldan. Befindet sich Norddeutschland in fortschreitender Austrocknung? Der Bauingenieur, Heft 15, 1924.
6. Novotny. Periodizität in Abflussmengen in den Flüssen. Wasserkraft und Wasserwirtschaft, 1939.
7. С. Н. Крицкий, М. Ф. Менкель. Некоторые положения теории колебания уровней естественных водоемов и их применение к исследованию режима Каспийского моря. Труды I Совещания по регулированию стока АН СССР, 1946.
8. Б. Д. Зайков. Многолетние колебания стока р. Волги и уровни Каспийского моря. АН СССР, 1940.
9. Б. Д. Зайков. Водный баланс Каспийского моря в связи с причинами понижения его уровня, 1946.
10. П. С. Кузип. Влияние агротехнических мероприятий на сток р. Волги, Метеорология и гидрология. Информационный сборник № 5, 1946.
11. Б. П. Мультановский. Географические условия северо-западной части пути из Варяг в Греки (к вопросу о колебаниях климата в Озерной области). Записки ГГИ, том X, 1933.
12. Г. Р. Брегман. Колебания уровней Каспийского моря. ГГИ, Исследования морей СССР, вып. 24, 1936.
13. А. А. Бородулина, Е. Е. Шpileва. Исследование периодичности уровня Ладожского озера по методу Бюи-Балло. Записки ГГИ, том II, 1923.
14. П. А. Ефимович. Вопросы водохозяйственных расчетов и гидрологии, 1936.
15. Д. Л. Соколовский. Применение кривых распределения к установлению вероятных колебаний годового стока рек Европейской части СССР, 1930.
16. С. Н. Крицкий, М. Ф. Менкель. Расчеты речного стока, 1934.
17. С. Н. Крицкий, М. Ф. Менкель. Математические методы расчета регулирования стока. Труды I Совещания по регулированию стока АН СССР, 1946.
18. С. Н. Крицкий, М. Ф. Менкель. О приемах исследования случайных колебаний речного стока. ГГИ, вып. 29, Сток и гидрологические расчеты, 1946.
19. Г. Н. Бровкович. О кривых распределения вероятностей, применяемых в гидрологии, Труды I Совещания по регулированию стока АН СССР, 1946.
20. Г. Н. Бровкович и Г. Н. Великанов. Проверка уравнений кривых распределения вероятностей. ГГИ, Вопросы стока и гидрологических расчетов, вып. I, 1941.

21. С. Н. Крицкий, М. Ф. Менкель. О теоретической и наблюдаемой в природе повторяемости явлений речного стока. Секция водохозяйственных проблем АН СССР (рукопись).
22. М. А. Великанов. Водный баланс суши, 1940.
23. Г. Н. Бровкович. О некоторых общих формах уравнений кривых распределения вероятностей. ГГИ, Вопросы стока и гидрологических расчетов, вып. 1, 1941.
24. Г. А. Алексеев. О применении кривой распределения Гудрича к гидрологическим расчетам. ГГИ, вып. 29, Сток и гидрологические расчеты, 1946.
25. С. Н. Крицкий, М. Ф. Менкель. О кривых распределения вероятностей для расчетов речного стока. Секция водохозяйственных проблем АН СССР (в печати).
26. С. Н. Крицкий, М. Ф. Менкель. Об основных положениях теории регулирования стока. Известия АН СССР, Отделение технических наук, № 2, 1946.
27. С. Н. Крицкий, М. Ф. Менкель. О принципах нормирования максимальных расходов воды. Известия АН СССР, Отделение технических наук, № 12, 1946.
28. А. Д. Гостев. Сток в водохозяйственных расчетах. Труды I Совещания по регулированию стока АН СССР, 1946

С. И. ЖРИЦКИЙ, М. Ф. МЕНКЕЛЬ

О НЕКОТОРЫХ ЭЛЕМЕНТАХ РЕЖИМА РАБОТЫ ВОДОХРАНИЛИЩ¹

Современная гидрология достигла за последнее десятилетие уровня развития, обеспечивающего возможность формулировать и математически выразить основные закономерности, проявляющиеся в колебаниях речного стока. Знание этих закономерностей открывает пути исследования некоторых явлений, которые при рассмотрении отдельно взятых выборочных гидрологических рядов ускользают от анализа. Область подобных явлений включает в себя, в первую очередь, элементы многолетнего регулирования стока.

По отношению к системам многолетнего регулирования циклы опорожнения и наполнения водохранилища охватывают периоды значительной длительности. Вследствие этого даже пятидесяти-стоletние гидрометрические ряды оказываются недостаточно репрезентативными для сколько-нибудь полной обрисовки различных сочетаний стока, определяющих собой условия работы водохранилища.

Равным образом, на основании непосредственного анализа гидрометрических рядов невозможна правильная оценка экстремальных, редко повторяющихся условий работы водохозяйственных установок.

Суждение о явлениях рассматриваемых категорий может быть получено лишь на основе дедукции, исходными предпосылками которой служат закономерности колебаний стока.

¹ Доложено на заседании Ученого совета Секции водохозяйственных проблем Академии Наук СССР в 1944 г.

Публикуемое сообщение посвящается изложению некоторых выводов, характеризующих собой различные стороны работы водохранилищ. К числу подвергнутых рассмотрению вопросов относятся:

1) анализ поля: емкость — отдача — обеспеченность, являющегося своего рода синтезом решения задач регулирования стока;

2) анализ режима опорожнения водохранилищ, выводом которого служит установление вероятностей различных длительностей полной сработки последнего. Итоги этого раздела являются основанием для расчета потерь воды на испарение с водного зеркала и т. п.;

3) анализ группировок перебойных лет, имеющий целью установление вероятности наступления групп, включающих в себя по несколько перебойных лет подряд;

4) анализ перебойных периодов с точки зрения объема недодаваемой потребителю продукции (воды или водной энергии).

Выводы последних двух разделов проливают некоторый новый свет на важнейшую проблему нормирования расчетной обеспеченности, определяющей собой размеры и эффект водохозяйственных систем.

В основе всех построений, являющихся предметом работы, лежит методика расчетов регулирования, которая применяет приемы математической статистики непосредственно к явлениям стока и получает водохозяйственные характеристики путем математической дедукции, исходящей из закономерностей вариаций стока. Эта методическая система применяется ниже в двух ее технических интерпретациях: первой, предложенной в 1935 г. нами, и второй — в 1940 г. А. Д. Саваренским с некоторым нашим дальнейшим ее развитием (см. С. Н. Крицкий и М. Ф. Менкель [1], [2], [3], А. Д. Саваренский [4]). Метод А. Д. Саваренского, обладающий значительной гибкостью, использован, в частности, для анализа режима опорожнения водохранилищ и дефицитности перебойных периодов.

§ 1. СООПСТАВЛЕНИЕ РЕЗУЛЬТАТОВ СТАТИСТИЧЕСКОГО РАСЧЕТА РЕГУЛИРОВАНИЯ С ЭМПИРИЧЕСКИМ МАТЕРИАЛОМ

Являясь логическим развитием концепции о случайном характере колебаний фазово-однородных явлений речного стока, статистическая теория регулирования использует в своих построениях все те предпосылки, с помощью которых гидрологические расчеты привлекают к анализу стока аппарат математической статистики.

Все эти положения служат, по существу, лишь средством интерполяции и, в известных пределах, экстраполяции эмпирического материала.

Раз это так, необходимым и существенным этапом в разработке теории регулирования стока становятся специальные исследования соответствия теоретических выводов натуре.

В гидрологической литературе известен ряд работ, посвященных проверке на эмпирическом материале концепций теории вероятностей, используемых для вывода обобщенных характеристик речного стока (см. статью авторов в этом сборнике).

Положения, подвергнутые в этих работах проверке, являются исходными для всех построений теории регулирования, последние же имеют, по существу, характер чисто математических преобразований; одновременно весь имеющийся в этой области опыт гидрологии является материалом, обосновывающим теорию регулирования.

Такое положение не исключает, однако, целесообразности постановки специальной работы по сопоставлению с натурой непосредственно результативных данных статистического расчета регулирования.

Подобные исследования удобно вести применительно к тем итоговым характеристикам работы водохранилищ, оценка которых является непосредственной целью расчета.

Несмотря на широкое применение, которое нашли методы статистического расчета водохранилищ в практике водохозяйственного проектирования, эмпирическая проверка результатов расчета, выполненная с достаточной систематичностью и с широким охватом гидрометрических материалов, представлена до сих пор довольно скудно.

Из числа опубликованных работ этого направления нам известно лишь исследование Г. П. Иванова [5], выводы которого косвенно подтверждают хорошее соответствие результатов теоретического расчета эмпирическому материалу.

Приводимые ниже сопоставления должны несколько восполнить имеющийся пробел. Порядок анализа принят следующий:

1) Берется многолетний ряд стока по некоторой реке и обрабатывается в форме интегральной кривой, выраженной в относительных величинах стока:

2) Задается ряд значений емкости водохранилища, а для каждого значения емкости рассматривается несколько значений отдачи. Для каждой пары емкость — отдача путем обычных построений на интегральных кривых определяется число перебойных лет и по нему — значение обеспеченности водоотдачи;

3) Результатом расчета является эмпирическая зависимость $\alpha = f(\beta, p)$, которая сопоставляется с аналогичной зависимостью,

исчисленной математическим методом по обобщенным параметрам стока реки.

Выполнение такого рода расчетов по достаточно большому числу рек, различных, по возможности, как по своим характеристикам, так и по географическому положению, дает объективный материал для суждения о соответствии результатов теоретического расчета реально наблюдаемым на реках соотношениям между параметрами регулирования.

Исследования проведены, согласно изложенным принципам, двояко.

В первую очередь анализу подвергнуты величины многолетней емкости водохранилищ, для чего произведена обработка многолетних рядов, представленных значениями годовых объемов стока, без дифференциации стока внутри годовых циклов.

Помимо того, для некоторого меньшего числа объектов выполнены расчеты, учитывающие путем выделения в годовом цикле двух характерных фаз стока: половодья и межень — сезонное распределение стока.

Первая группа расчетов требует значительно меньшей затраты труда на обработку каждого объекта, чем вторая группа. Это обстоятельство позволяет осветить основной и подверженный наибольшей вариации элемент регулирующей системы, многолетнюю емкость, с возможно большей широтой.

В то же время, расчеты второй группы обеспечивают материал для сопоставления теоретических и эмпирических значений полной емкости водохранилищ, контролируя, таким образом, приемы расчета сезонной составляющей емкости.

Перечень гидрометрических материалов, использованных для анализа многолетней емкости водохранилищ, охватывает 29 объектов, расположенных в различных географических районах Западной Европы, европейской части СССР, Сибири и Дальнего Востока СССР, обладающих рядами стока длительностью от 120 до 27 лет.

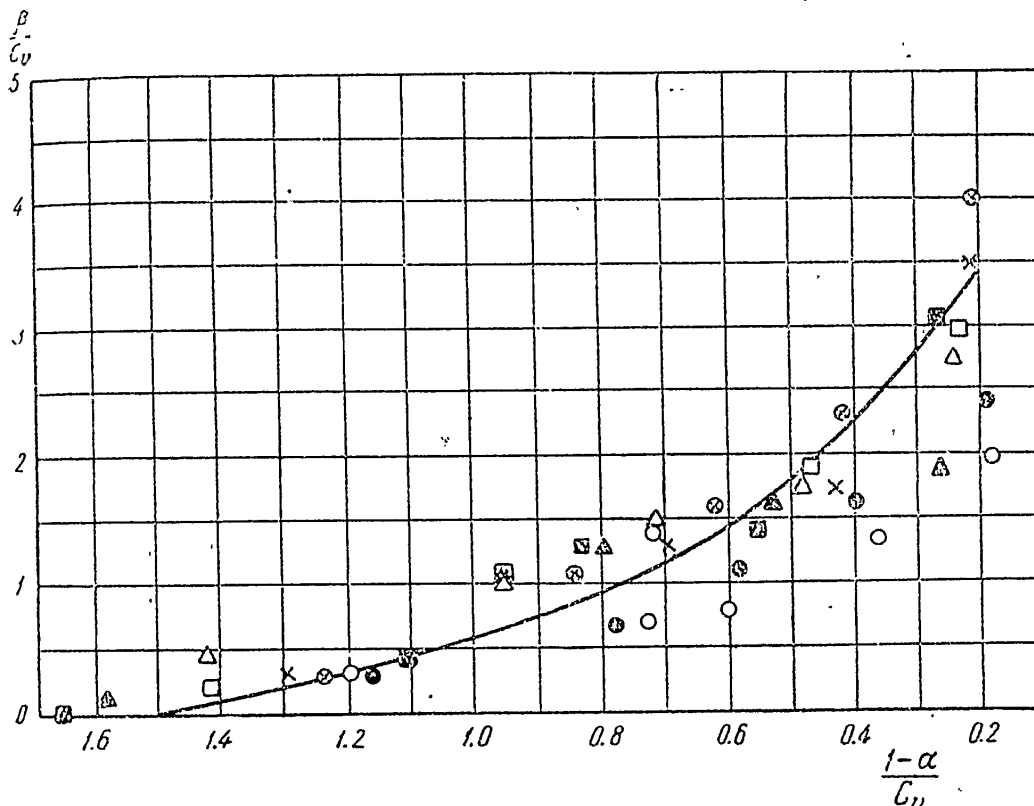
Реки, вошедшие в перечень, характеризуются изменчивостью годового стока от 0.11 до 0.51.

Самые сопоставления снятых с интегральных кривых параметров с результатами математических расчетов приведены на фиг. 1—5 (в целях экономии места результирующие графики даны лишь для одного наиболее употребительного значения обеспеченности — 95% и не для всех включенных в исследование рек).

По осям координат фиг. 1 отложены значения емкости и коэффициента регулирования, приведенные к стандарту, равному единице, что дает возможность совместного рассмотрения

результатов расчета, относящихся к рекам с различными величинами коэффициента изменчивости годового стока.

Постоянство коэффициента асимметрии, принятое при построении теоретической кривой (коэффициент асимметрии при-



Фиг. 1. Зависимость $\left(\frac{1-\alpha}{C_v}\right) = f(\beta/C_v)$ для рек с изменчивостью годового стока 0.18—0.26 при $p=95\%$.

$\blacksquare$ $C_v = 0.18$ $\blacktriangle$ $C_v = 0.19$ $\times$ $C_v = 0.23$ $\otimes$ $C_v = 0.24$
 $\square$ $C_v = 0.21$ $\triangle$ $C_v = 0.21$ $\circ$ $C_v = 0.25$ $\oplus$ $C_v = 0.26$
 ————— теоретическая $C_s = 0.4$

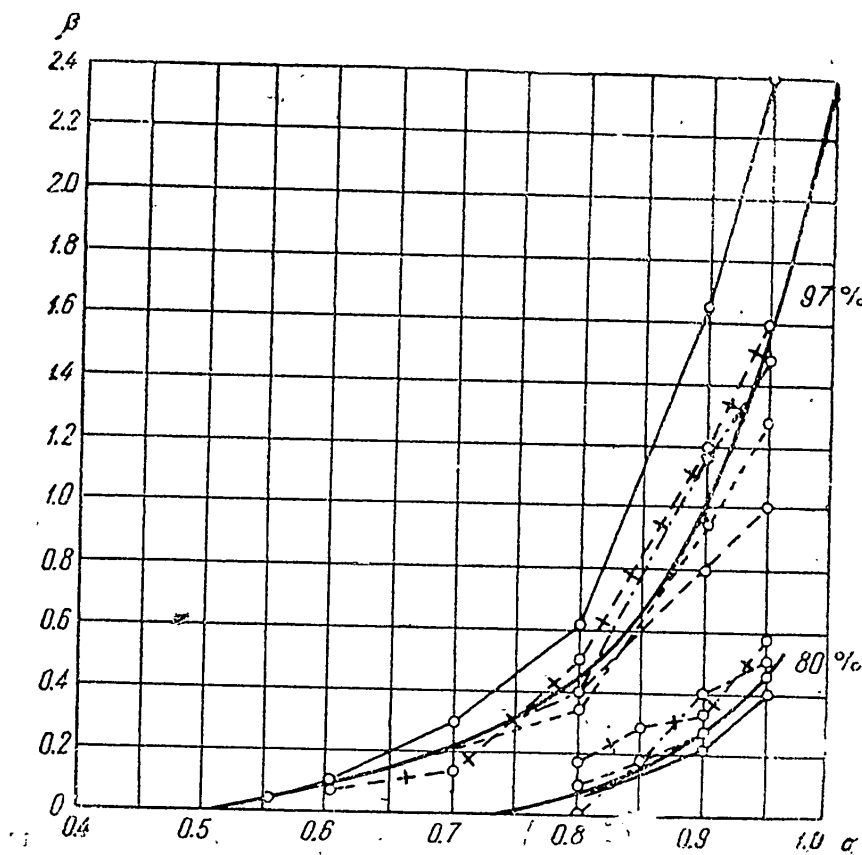
и равным 0.40), не вносит при этом сколько-нибудь заметных искажений в результаты сопоставления.

Помимо сказанного, для ряда характерных случаев было проделано непосредственное совмещение серии кривых $\beta = f(\alpha, p)$, полученных теоретическим и эмпирическим путем.

Таковы фиг. 2, 3, 4, 5, на которых наложены совместно кривые $\beta = f(\alpha)$ для нескольких значений расчетной обеспеченности.

На приведенных фигурах теоретические кривые отвечают случаю отсутствия связи между величинами стока смежных лет.

Совокупность всех приведенных графиков наглядно свидетельствует об удовлетворительном соответствии теоретических кривых эмпирическому материалу. В отношении некоторых особенностей гидрологических рядов заслуживают быть отмеченными р. Молдава и р. Волга.



Фиг. 2. Зависимость коэффициента регулирования от коэффициента многолетней емкости для рек с изменчивостью годового стока 0.30.

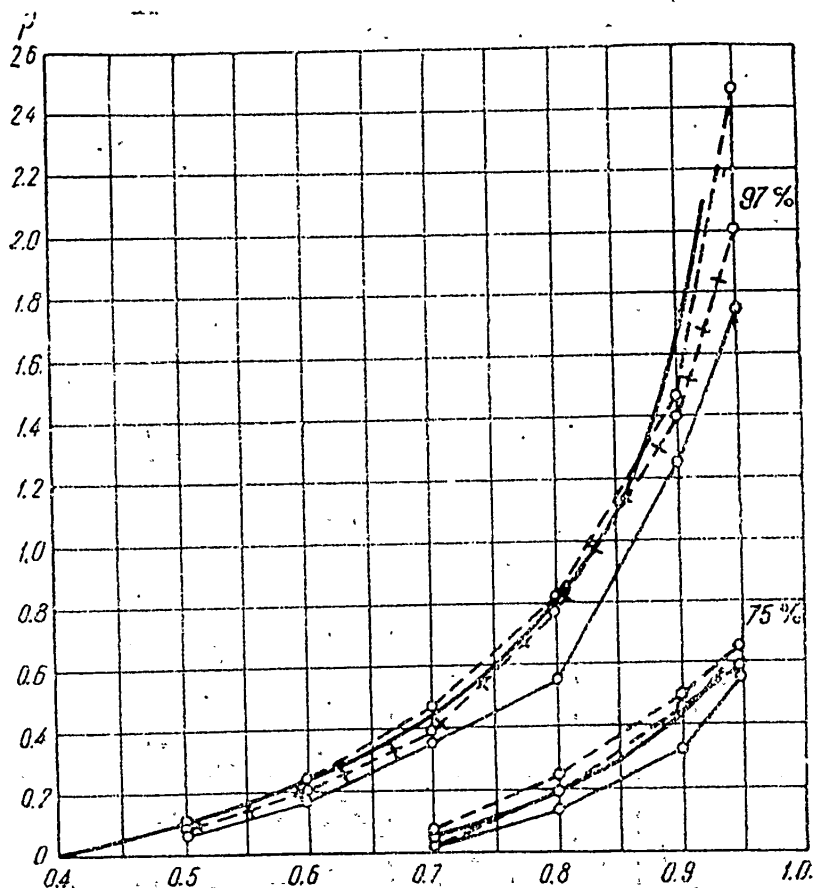
Полными линиями изображены результаты непосредственного расчета по гидрометрическим рядам группы рек: плавные кривые соответствуют выводам теоретического построения.

Ряды р. Молдавы и р. Волги интересны наличием в их составе маловодных периодов, имеющих характер исключительности.

Для р. Молдавы таким периодом является шестилетие 1861—1866 гг., и в особенности последние четыре года этого шестилетия.

Обеспеченность стока за шестилетие 1861—1866 гг., вычисленная даже с учетом влияния связи между стоком смежных лет, равна 99.7%, четырехлетие же 1863—1866 гг. характеризуется еще несколько более высокой обеспеченностью.

Имея в виду относительно большую длительность гидрологического ряда по р. Молдаве ($n=113$ годам), гарантирующего устойчивость параметров кривой распределения вероятностей годового стока реки, можно говорить о том, что мы встречаемся здесь с исключительно редким явлением маловодья; повторяемость такого маловодья следует отнести к периоду 300—400 лет.



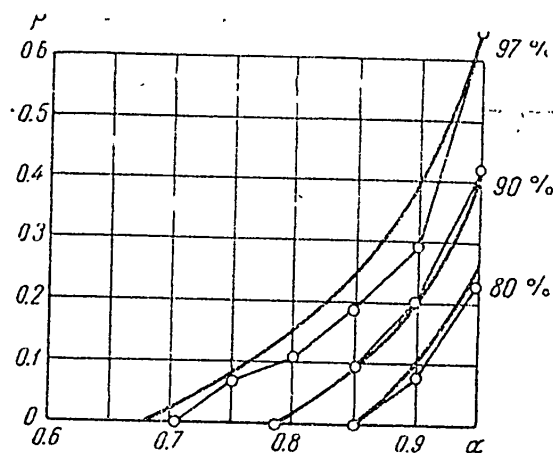
Фиг. 3. Зависимость коэффициента регулирования от коэффициента многолетней емкости для рек с изменчивостью годового стока 0.42—0.44.

Ломаными линиями изображены результаты непосредственного расчета по гидрометрическим рядам группы рек; плавные кривые соответствуют выводам теоретического построения.

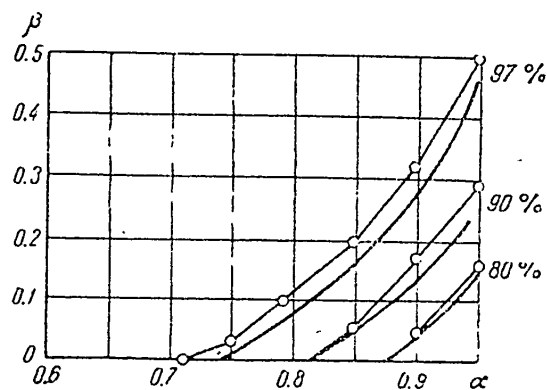
Сходную картину мы наблюдаем также в Волжском ряду стока.

Длительное, устойчивое маловодье, охватившее в 1932—1940 гг. реки обширных территорий европейской части Союза, вылилось в особенно резкие формы на реках Каспийского бассейна и, в частности, на р. Волге.

Как показывает анализ ряда годовых объемов стока Волги у г. Куйбышева ($n=60$ годов), маловодью 1932—1939 гг. может быть приписана обеспеченность порядка 99.0%. Резкая аномальность этого периода заключается не столько в маловодности входящих в него отдельных лет, сколько в исклю-



Фиг. 4. Зависимость коэффициента регулирования от коэффициента многолетней емкости для р. Неман у Смалниниок ($C_v = 0.18$)



Фиг. 5. Зависимость коэффициента регулирования от коэффициента многолетней емкости для р. Рейн у Базы ($C_v = 0.16$).

чительности последовательного наступления годов с пониженным стоком в течение восьми лет подряд.

Наличие в рядах р. Волги и р. Молдавы весьма редких маловодных циклов, не типичных для рядов рассматриваемой длительности, сказалось в соответствующем отклонении точек эмпирического расчета регулирования от теоретических кривых.

Излагаемая ниже серия расчетов, выполненных с учетом не только годовых, но и сезонных колебаний стока, имеет задачей, как отмечалось в начале параграфа, проверку приемов расчета сезонной составляющей емкости водохранилищ. Весь порядок построений оставлен прежним. Единственное отличие заключается в том, что построение интегральных кривых стока произведено в рассматриваемом случае не по годовым отрезкам времени, а по двум фазам годового цикла: межени и половодью.

Такие расчеты, естественно, значительно более трудоемкие, нежели предшествующие, выполнены по меньшему числу объектов. Выбор последних определился стремлением охватить исследованием возможно более разнородный материал. Некоторые ограничения в выборе объектов были связаны с отсутствием данных о величинах месячных стоков ряда рек. По этой причине из рассмотрения выпали, в частности, такие реки, как Рейн, Молдава, Вуокса, Эльба, по которым сведения были представлены лишь годовыми значениями стока.

Перечень рек, подвергнутых анализу, включает в себя 10 объектов.

Теоретическая сезонная составляющая емкости водохранилища β_c , необходимая для выравнивания сезонных колебаний стока, определялась по формуле¹:

$$\beta_c = \alpha t - m + m \frac{1 - K_m}{1 - K_r} (1 - \alpha)$$

Здесь — β_c — сезонная составляющая емкости;

t — длительность межени в долях года;

m — средняя многолетняя доля меженного стока в годовом стоке;

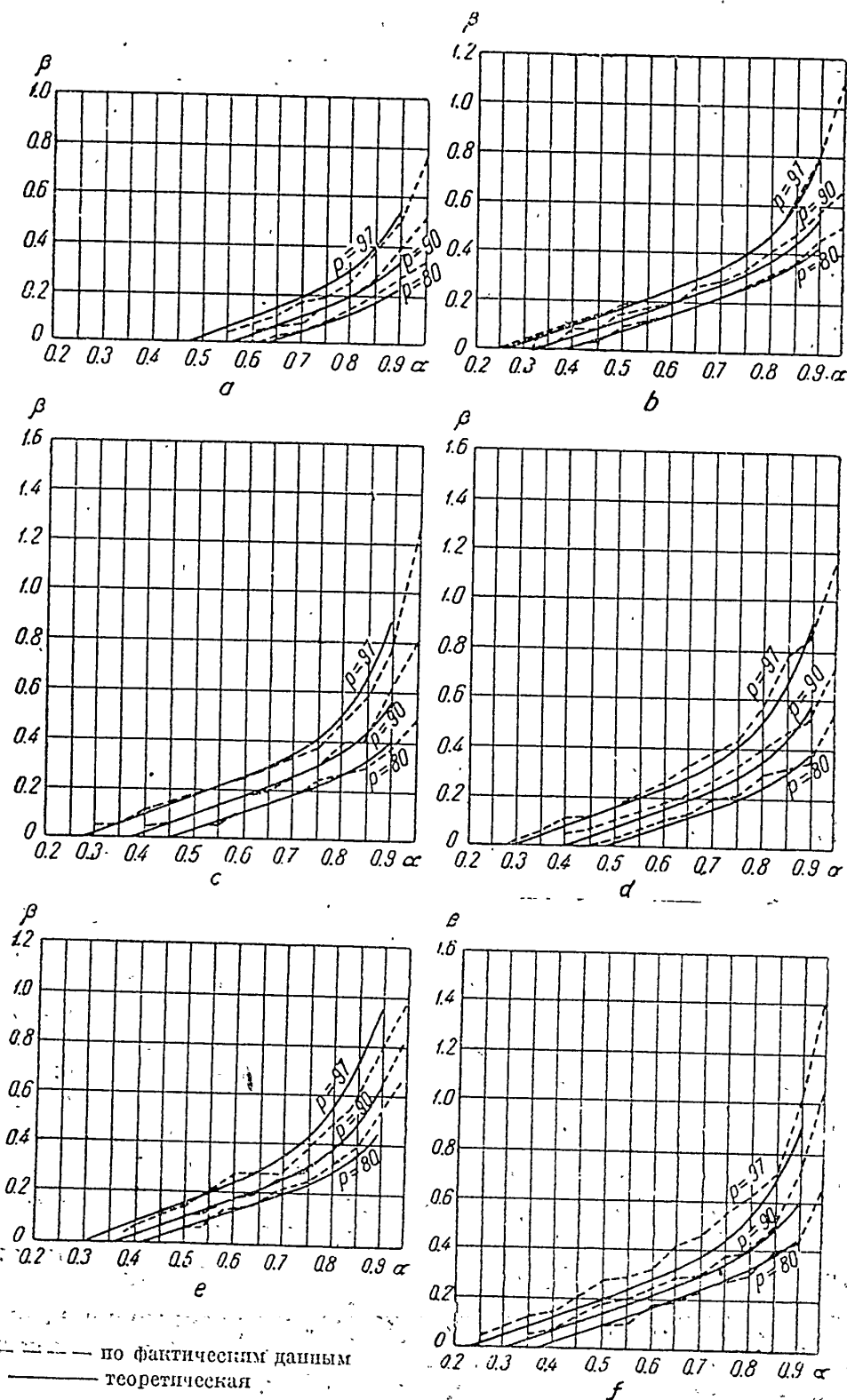
K_r — годовой сток расчетной обеспеченности в долях среднего многолетнего годового стока;

K_m — сток межени расчетной обеспеченности в долях среднего многолетнего стока межени.

При оценке выводов расчета следует не упускать из виду то обстоятельство, что, в соответствии с поставленной задачей, сток схематизированно рассматривался как равномерный в пределах межени и половодья. Вследствие этого, отсутствию водохранилища отвечают довольно высокие значения отдачи. При практическом расчете нужно было бы дополнительно учесть искажения, вносимые внутрисезонной неравномерностью стока.

Диаграммы зависимости $\alpha = f(\beta, p)$, полученные из расчета по интегральным кривым в сопоставлении их с теоретическими кривыми для некоторых рек, даны на фиг. 6.

¹ Подробнее см. статью: С. Н. Крицкий, М. Ф. Менкель [6].



Фиг. 6. Зависимость коэффициента регулирования от коэффициента полной емкости для отдельных рек

Совпадение между кривыми оказывается вполне удовлетворительным (особенности кривой p . Волги отмечены выше).

Полученные результаты служат подтверждением правильности выводов статистического расчета регулирования стока в отношении как многолетней, так и полной емкости водохранилища.

§ 2. АНАЛИЗ ПОЛЯ: ЕМКОСТЬ — ОТДАЧА — ОБЕСПЕЧЕННОСТЬ

Режим и эффект регулирования стока при постоянной отдаче полностью определяются тремя переменными: отдачей α , емкостью водохранилища β и обеспеченностью работы системы p . Для заданных вариаций стока эти переменные функционально связаны между собой. Поле, изображающее указанную зависимость, является синтезом выводов нашего исследования проблемы регулирования стока на постоянную отдачу. Поскольку же указанная форма регулирования служит исходной и для решения более сложных водохозяйственных задач, постольку рассматриваемая зависимость имеет общее методическое значение, способствуя пониманию соотношений, связывающих между собою параметры регулирования стока.

В настоящей работе мы ограничимся исследованием зависимости (α , β , p) для многолетней емкости, не учитывая сезонных колебаний стока. Выводы подобного анализа сохраняют свое принципиальное значение и в применении к общему случаю.

Функциональная связь между переменными α , β и p может быть представлена в виде номограммы. В последней две переменные участвуют в качестве координат, третья же — в форме серии постоянных значений, для каждого из которых строятся кривые, изображающие зависимость между координатами.

Наше исследование мы начнем с рассмотрения поля $\alpha = f(p)$ для серии $\beta = \text{const}$.

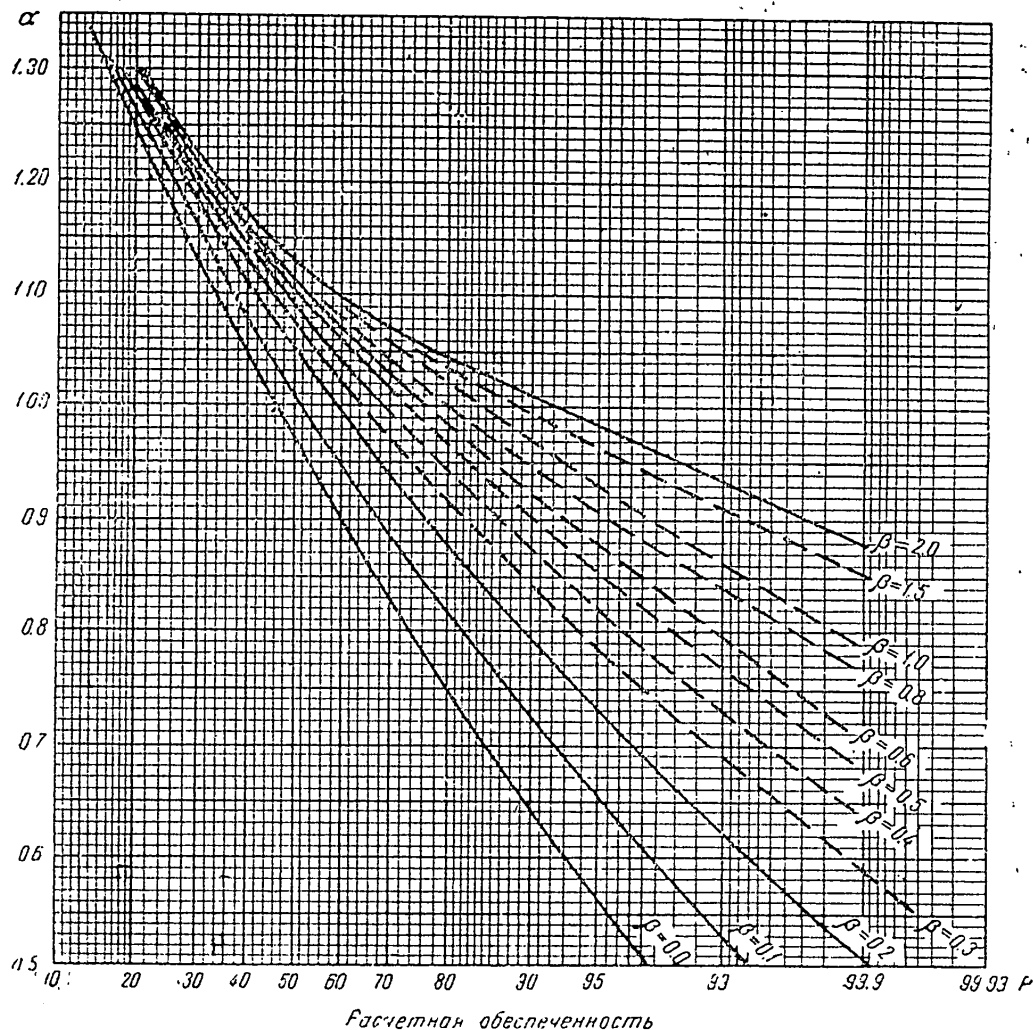
График, изображающий семейство подобных кривых, изображен на фиг. 7 для $C_v = 0.30$.

Прежде всего попытаемся установить положение предельных кривых, отвечающих значениям $\beta = 0$ и $\beta = \infty$.

Нетрудно понять, что кривая $\alpha = f(p)$ при $\beta = 0$ представляет собой не что иное, как кривую обеспеченности бытовых расходов регулируемой реки (при допущенном нами ограничении учета колебаний стока годовыми его вариациями рассматриваемая кривая характеризует собой обеспеченность средних годовых расходов). Кривая $\beta = 0$ разделяет координатное поле на две зоны. Выше располагается область «хозяйственного» регу-

лирования стока, перед которым ставится задача гарантировать с заданной степенью обеспеченности определенный минимум отдаваемого расхода.

Ниже кривой обеспеченности бытовых расходов реки раз-



Фиг. 7. График $\alpha = f(p)$ при $C_v = 0.30$, $C_s = 2C_v$

леится область борьбы с наводнениями, т. е. такого регулирования стока, задачей которого является гарантирование не превышения определенного максимума сбросного расхода.

В настоящей работе мы ограничимся исследованием верхней зоны координатного поля, отвечающей регулированию на повышение отдачи.

Прежде чем переходить к исследованию верхней предельной кривой указанной зоны, соответствующей $\beta = \infty$, необходимо

условиться относительно смысла, вкладываемого нами в понятие бесконечно большой емкости.

Опираясь этим понятием, мы будем считать, что избыток стока любого, сколь угодно многоводного периода, может быть задержан водохранилищем. Таким образом, холостые сбросы окажутся исключенными.

Перебои же, т. е. случаи опорожнения водохранилища, мы будем считать возможными.

Водохозяйственную систему, приближающуюся к указанной теоретической схеме, можно представить себе в форме водохранилища весьма большой емкости, которое с момента постройки передано в эксплуатацию и поддерживает отдачу, равную α .

Наполнение такого водохранилища стало бы колебаться в зависимости от многоводности реки, причем, вследствие большой емкости создаваемого плотной водоема, переполнение его и сбросы никогда не наблюдались бы, случаи же опорожнения имели бы по временам место; частота их повторения зависела бы от соотношения между отдачей и стоком реки. Распределение вероятностей наполнения подобного водохранилища по мере удаления от момента начала его эксплуатации стремилось бы к некоторым стабильным (безусловным) формам.

Обеспеченность, соответствующая этому безусловному распределению вероятностей, и рассматривается нами в дальнейшем в качестве аргумента исследуемых зависимостей.

Только что описанная трактовка понятия бесконечно большой емкости водохранилища является единственно правильной. Принимая ее, мы, как нетрудно видеть, избегаем ошибки, допущенной А. Хазеном в его известном труде, положившем начало применению методов математической статистики к решению водохозяйственных задач (подробнее см. С. Н. Крицкий и М. Ф. Менкель [7]).

Заключая толкование термина «бесконечно емкое водохранилище», следует подчеркнуть фиктивность этого понятия.

В реальных условиях, если бы даже удалось создать водохранилище весьма большой емкости, то поддерживать постоянной отдачу его оказалось бы затруднительным, поскольку потери на испарение с водной поверхности возрастали бы по мере повышения уровня воды.

Возвращаясь к анализу кривой $\alpha = f(p)$ для $\beta = \infty$, установим прежде всего то положение, что эта кривая вся расположена в области $\alpha > 1$, иными словами, при неограниченно емком водохранилище отдача превышает норму стока. Если допустить противное, полагая, что $\alpha < 1$, то, как нетрудно понять, уровень водохранилища с течением времени будет непрерывно повышаться и стабилизация вероятностей наполнения водохранилища никогда не будет достигнута.

Переходному значению $\alpha=1$ при $\beta=\infty$ соответствует $p=1.0$. В этом случае средние статистические значения стока и отдачи равны друг другу, однако из-за колебаний водоносности реки наполнения водохранилища колеблются в неограниченных пределах. Стабилизация распределения вероятностей наполнений в этом случае достигается теоретически лишь при бесконечном удалении от момента начала эксплуатации водохранилища. При этом закон безусловного распределения вероятностей характеризуется бесконечно большим рассеянием (стандартом) наполнений. Физический смысл такого соотношения заключается в том, что при принятых исходных положениях ($\alpha=1=\text{const}$, $\beta=\infty$) отсутствует какой бы то ни было фактор, стабилизирующий колебания водохранилища и относящий их к какому-либо определенному интервалу наполнений. В реальных условиях таким фактором является зависимость, устанавливающаяся между наполнением и интенсивностью расхода воды.

Для искусственных водохранилищ эта связь проявляется в форме перехода к холостому сбросу воды по достижении некоторого предельного наполнения. В естественных водоемах типа Каспийского моря, оз. Байкал и т. п., где такого предела не существует, расходование воды регулируется испарением (за счет возрастания площади водного зеркала, сопутствующего повышению уровня воды) или сбросом через вытекающую из водоема реку (за счет повышения изливающегося расхода воды при подъеме уровня водоема). Подробнее затронутые вопросы были рассмотрены нами при анализе режима уровней Каспийского моря (С. Н. Крицкий, М. Ф. Мешкель [8]).

При $\alpha>1$ отдача превышает средний сток и равновесие между ними устанавливается за счет экономии воды, происходящей в перебойные периоды. Превышение отдачей нормы стока приписывает на себя в этом случае функции фактора, стабилизирующего колебания, поскольку в результате систематической нехватки стока возникает тенденция к опорожнению наполненного водохранилища.

Безусловная кривая распределения вероятностей наполнений водохранилища приобретает при $\alpha>1$ конечные формы, причем обеспеченность работы системы оказывается тем более низкой, чем больше отдача.

Кривые $\alpha=f(p)$, отвечающие $\beta=0$ и $\beta=\infty$, представляют собой пределы, между которыми располагаются все кривые, соответствующие конечным значениям β .

При рассмотрении графика, на котором изображено семейство рассматриваемых кривых, можно прийти к некоторым интересным выводам. Первым из них является то положение, что при любых значениях отдачи обеспеченность в 100% ($p=1.0$)

достигается лишь при бесконечно емком водохранилище. (Такой вывод правилен в случае, когда теоретический нижний предел бытового расхода, отвечающий обеспеченности 100%, равен нулю. При допущении конечного предела колебаний бытового расхода появилась бы возможность обеспечения на 100% отдачи, равной абсолютному минимуму последней.)

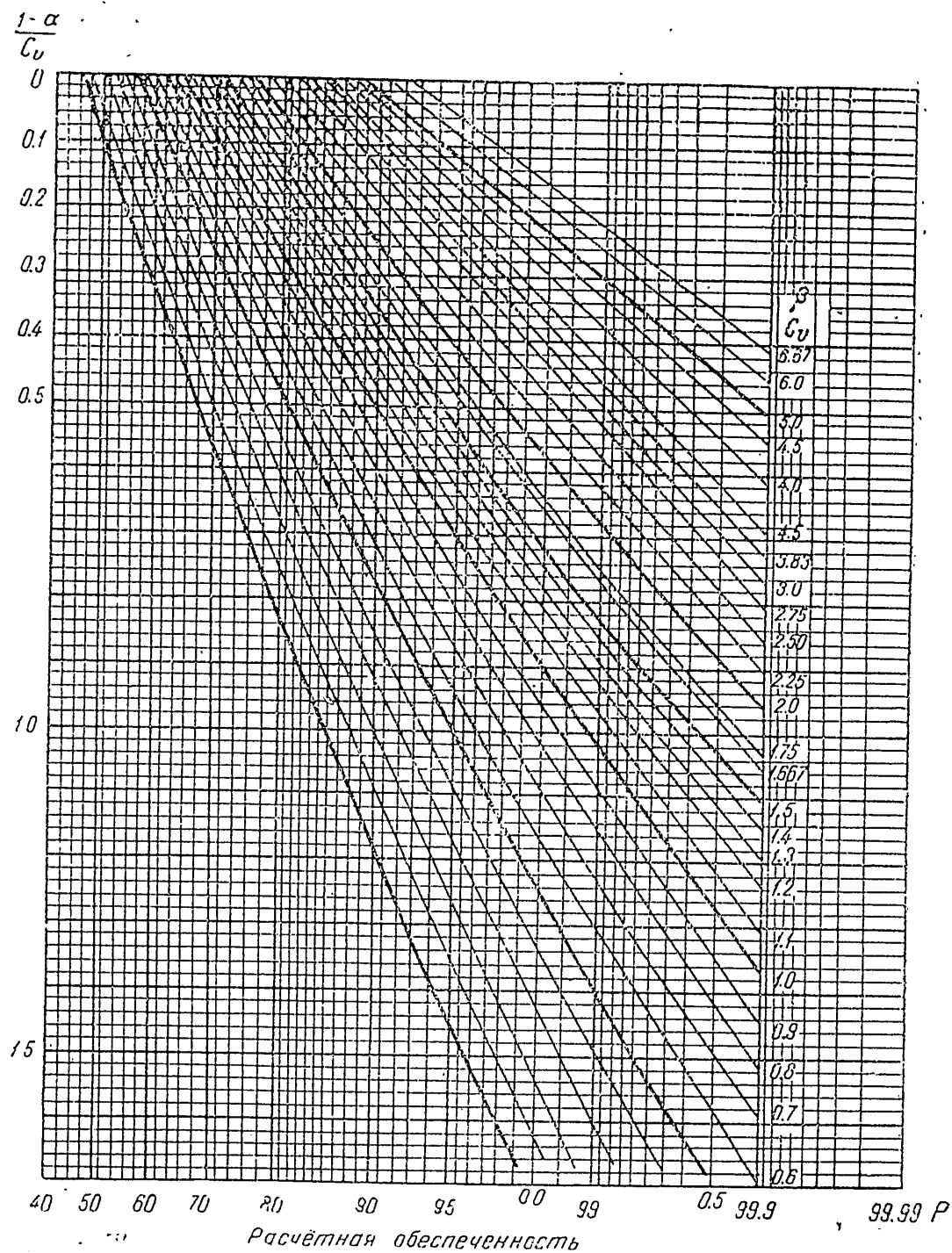
Предел отдачи, который может быть достигнут при весьма емком водохранилище и обеспеченности, не достигающей 100% ($p < 1$); оказывается превышающим норму стока реки. Так, например, при многолетней емкости $\beta = 2$ и обеспеченности 0.9 (90%) достигается отдача $\alpha = 1.01$. Снижение обеспеченности до 0.75 (75%) позволяет повысить отдачу до $\alpha = 1.05$. Такое, на первый взгляд несколько неожиданное, соотношение очень просто объясняется, если вспомнить, что при большой емкости водохранилища холостые сбросы почти отсутствуют. В то же время перебои, допускаемые при обеспеченности, не достигающей 100%, приводят к некоторой экономии воды, распределение которой между периодами нормальной отдачи и создает возможность доведения последней до величин, превышающих норму стока.

Рассматриваемые графики позволяют также оценить последствия, в смысле изменения обеспеченности работы системы, вызываемые ошибкой в определении нормы стока реки. Рассмотрим, например, случай:

$$\beta = 0.34; \alpha = 0.8 \text{ и } p = 0.95.$$

Положим, что истинное значение нормы стока оказывается равным не единице, как предполагалось при проектировании, а 0.9. В таком случае истинные значения коэффициентов емкости и регулирования повысятся до $\beta = 0.38$ и $\alpha = 0.89$. По графику фиг. 7 можно установить, что обеспеченность работы системы снизится до $p = 0.87$ (87%).

Система графиков (α , β , p), построенных для различных значений коэффициента вариации годовых объемов стока C_v , являлась бы универсальной характеристикой многолетнего регулирования стока. Пользуясь описанным в нашей упомянутой выше работе [7] принципом подобия случаев регулирования стока, мы можем объединить указанную систему графиков в единый универсальный график, охватывающий собой всю совокупность данных по многолетней емкости водохранилища и связанным с нею параметрам отдачи и обеспеченности. График указанного типа представлен на фиг. 8. Этот график построен для значения коэффициента асимметрии $C_s = 0.6$ в предположении отсутствия связи между объемами стока смежных лет.



Фиг. 8. График $\left(\frac{1-\alpha}{C_v}\right) = f(\beta/C_v)$ при $C_s = 0.6$

Координатами описываемого графика служат: приведенная отдача $\frac{1-\alpha}{C_v}$, приведенная емкость β/C_v и обеспеченность p .

Применимость только что описанного графика ограничивается положениями, принятыми при его построении: значением $C_s = 0.6$ и отсутствием связи между стоком смежных лет. Эти ограничения не являются особо жесткими и допускают достаточно широкое использование графика.

Представляет интерес рассмотрение зависимости (α, β, p) также в координатах α, β с построением кривых для серии $p = \text{const}$. Такая форма изображения исследуемой зависимости, представленная на фиг. 9 (для $C_v = 0.30$), является, как известно, наиболее удобной для практического использования при расчетах.

Кривые $\beta = f(\alpha)$ начинаются при значении $\alpha = K_p$, где K_p — сток года, отвечающий расчетной обеспеченности p .

По мере возрастания α , угол наклона кривых к оси α возрастает в соответствии с увеличением длительности периодов опорожнения.

Кривые $\beta = f(\alpha)$ для любых значений обеспеченности меньших 100% ($p < 1$), в области высоких значений α и β пересекают при некотором конечном значении β ординату $\alpha = 1$ и выходят в область $\alpha > 1$. В этой области указанные кривые распространяются лишь до определенного, зависящего от p , предела значений α , при приближении к которому они асимптотически устремляются к $\beta = \infty$.

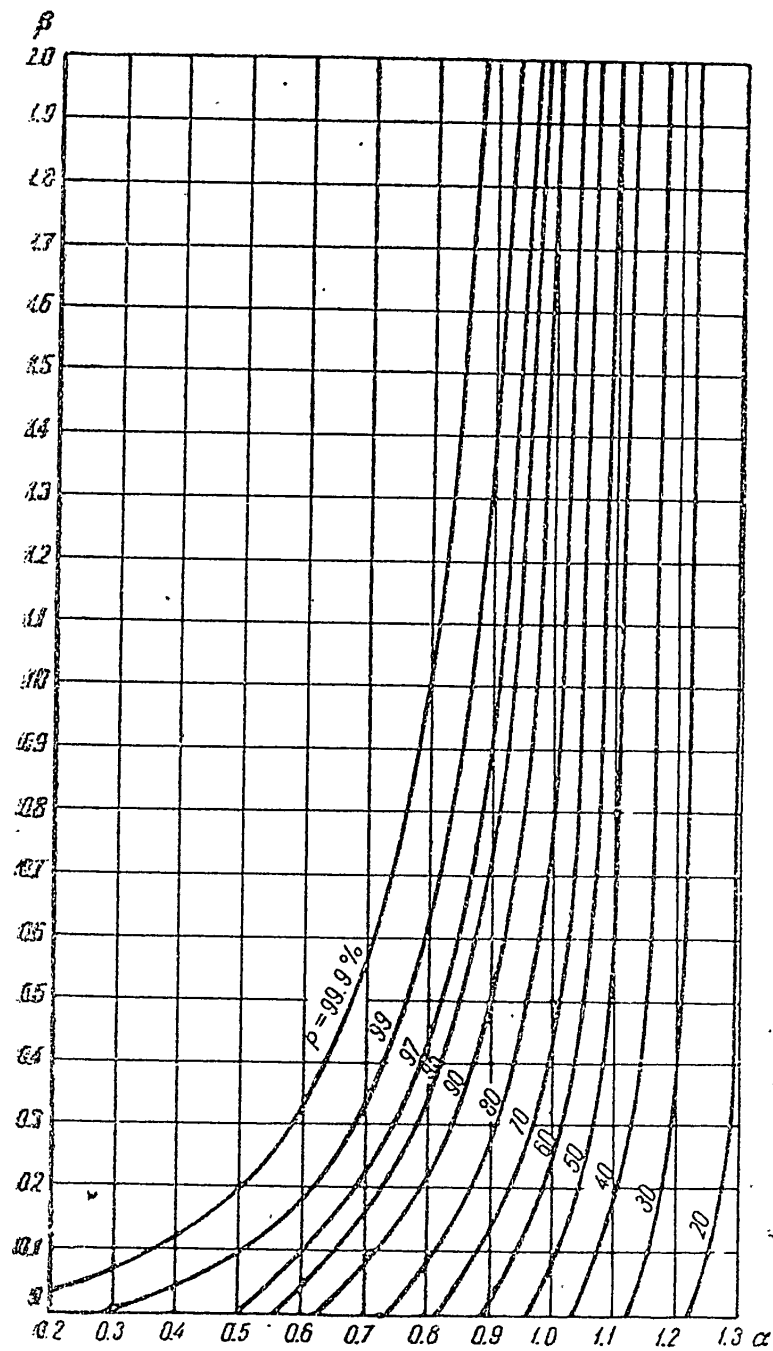
Таким образом, каждому значению обеспеченности отвечает определенный превышающий норму стока предел отдачи, который не может быть превзойден даже при весьма большой емкости водохранилища. Чем ниже обеспеченность, тем, соответственно, выше этот предел.

§ 3. ДЛИТЕЛЬНОСТЬ ПЕРИОДОВ ОПОРОЖНЕНИЯ ВОДОХРАНИЛИЩА

В работе водохранилища можно выделить два предельных положения: а) сбросы и б) перебои. Сбросы соответствуют наполненному, перебои — опорожненному состоянию водохранилища.

Суказанной точки зрения весь многолетний период работы водохранилища можно разделить на две части: а) отрезки времени избыточные по воде и б) отрезки времени недостаточные по воде.

К первым должны быть отнесены все периоды сбросов, т. е. предельного наполнения водохранилища, а также предшествующие им отрезки времени, в течение которых водохранилище наполнено частично и отдача поддерживается бесперебойно.



Фиг. 9. График $\beta = f(\alpha, p)$ при $C_v = 0.3$, $C_s = 2C_v$

Ко вторым, т. е. к периодам недостатка воды, относятся все моменты перебоев — моменты полного опорожнения водохранилища, а также предшествующие им периоды частичного наполнения водохранилища и, соответственно, нормальной отдачи.

Представляется ясным, что потери воды из водохранилища на испарение, фильтрацию и т. д. имеют практическое значение только в периоды, недостаточные по воде. В периоды избыточные система располагает неиспользуемым резервом воды, за счет которого могли бы быть покрыты перерасходы, если бы они по той или иной причине превысили расчетную величину. Имея в виду сказанное, мы должны для учета потерь исследовать режим водохранилища, специально выделяя недостаточные по воде периоды.

Подвергнем проблему опорожнения водохранилища математическому анализу, ограничивая последний схемой многолетних колебаний стока и исключая из рассмотрения сезонные изменения его.

Искомое решение можно получить, пользуясь методом кривых обеспеченности наполнений (см. работы [2, 4]).

Пусть заданы: емкость водохранилища β , отдача α (постоянная во времени) и характеристика притока воды в виде кривой обеспеченности годовых объемов речного стока.

Вероятность полного опорожнения водохранилища в течение одного года определится как произведение безусловной вероятности наполненного состояния водохранилища — A и условной вероятности полного опорожнения его в течение одного года — P_1 . Первая величина находится по кривой безусловной обеспеченности наполнения, являющейся результатом расчета по методу кривых обеспеченности наполнения водохранилища.

Вторая величина может быть получена непосредственным суммированием полной емкости водохранилища с кривой обеспеченности годового стока минус отдача.

Взяв, далее, из последнего расчета зону, отвечающую промежуточным наполнениям с условной вероятностью S_1 , строим кривую обеспеченности наполнения водоема к концу второго года при условии, что вероятности наполнения к началу этого года выражаются кривой обеспеченности промежуточных наполнений S_1 .

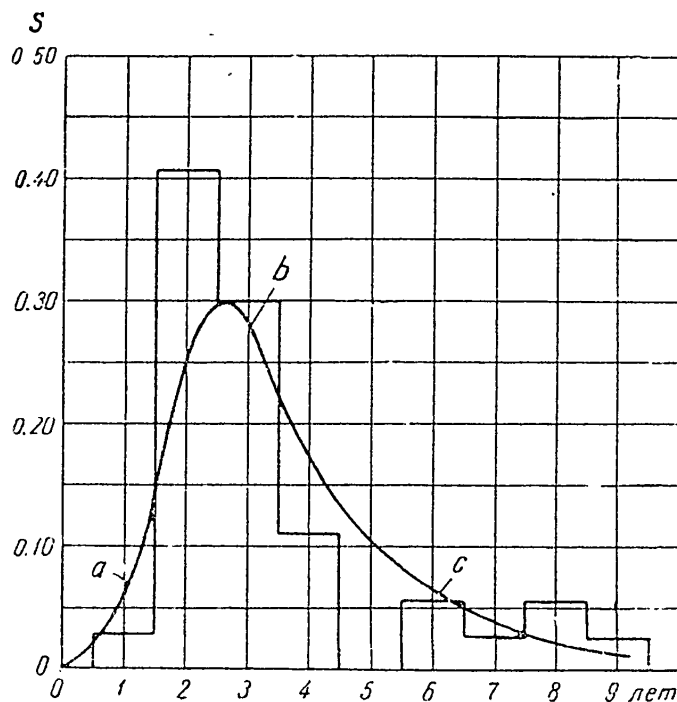
Получаем в результате обычного сложения кривых обеспеченности условную кривую обеспеченности наполнения к концу второго года.

Соответствующая безусловная вероятность полного опорожнения водоема равна произведению $A S_1 P_2$.

Путем последовательных построений, проводимых в аналогичном порядке, получим искомые вероятности опорожнения

водохранилища за 3 года, 4 года и т. д. Вероятность, отвечающая i последовательным годам, выразится при этом произведением: $A S_1 S_2 \dots S_{i-1} P_i$

Сумма указанных вероятностей для i от единицы до бесконечности, как нетрудно понять, равна общему числу случаев перебора рассматриваемого типа (т. е. за исключением по-



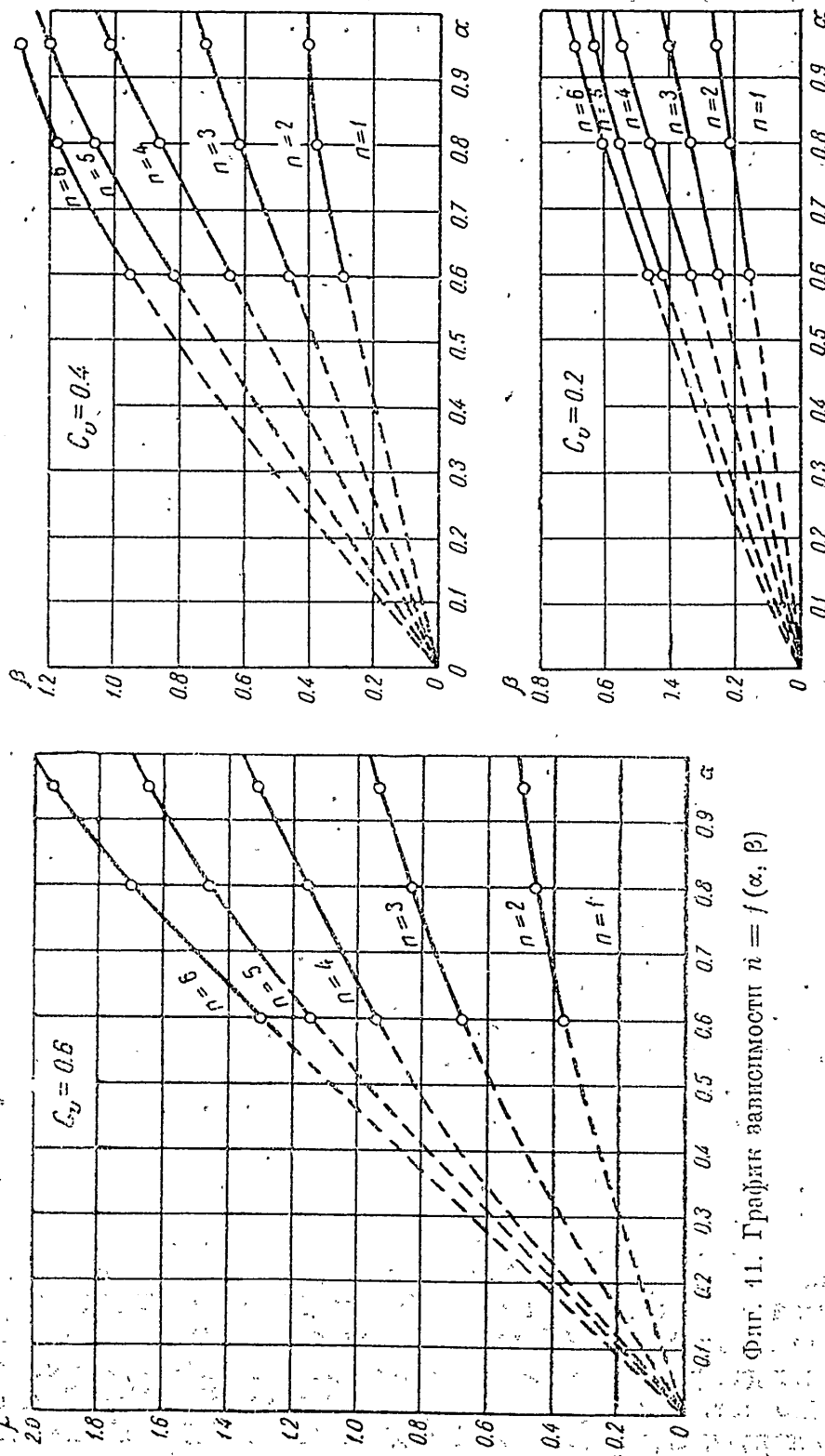
Фиг. 10. Кривая распределения вероятностей сроков опорожнения водохранилища abc — теоретическая

вторных перебоев, между которыми и предшествующими перебоями водохранилище не наполняется).

Если принять эту сумму за единицу, то нетрудно вычислить соответствующие условные вероятности различных длительностей опорожнения n . Последние окажутся равными:

$$\frac{S_1 S_2 \dots S_{n-1} P_n}{\sum_{i=1}^{\infty} S_1 S_2 \dots S_{i-1} P_i}$$

Иллюстрацией результатов может служить кривая, приведенная на фиг. 10. Кривая изображает для определенных значений параметров регулирования α и β относительные вероятности различных сроков опорожнения.



Фиг. 11. График зависимости $\beta = f(\alpha, \beta)$

Исходя из серии таких расчетов, оказалось возможным построить видоизмененные графики фиг. 11. Эти графики определяют зоны наиболее вероятных сроков опорожнения водохранилища в зависимости от соотношений между α и β . Графики даны для трех значений коэффициентов изменчивости годового стока $C_v=0.2$, $C_v=0.4$ и $C_v=0.6$ и могут служить для расчетных целей.

Для сопоставления с эмпирическим материалом на фиг. 10 совмещены теоретическая кривая распределения вероятности различных периодов опорожнения водохранилища с эмпирической диаграммой, полученной в результате обработки расчетов регулирования, проведенных по многолетним гидрологическим рядам. Сравнение проведено для 14 рек, характеризующихся значениями коэффициентов вариации, близкими к 0.20, с общим числом лет наблюдений, достигающим 848.

Коэффициент регулирования принят равным $\alpha=0.95$, коэффициент емкости $\beta=0.4$. Характер теоретической и эмпирической кривых оказывается в общем сходным.

§ 4. ГРУППИРОВКИ ПЕРЕБОЕВ

Расчет системы регулирования стока предусматривает полное опорожнение водохранилища в случае наступления маловодного периода, отвечающего принятому к расчету нормативу обеспеченности водопотребления.

Факт полного опорожнения водохранилища ставит водохозяйственную систему и на последующий период в неблагоприятные условия работы, являющиеся следствием отсутствия запасов воды, которые могли бы компенсировать колебания бытового стока реки. Соответственно этому, вероятность повторения перебоя в следующем за опорожнением водохранилища году оказывается более высокой, чем безусловная вероятность перебоя, определяемая расчетной обеспеченностью работы системы.

Степень повышения вероятности повторного перебоя зависит от характера регулирования стока. При сезонном регулировании, когда цикл сработки и наполнения водохранилища всегда завершается в пределах одного года, факт опорожнения водохранилища никак не отражается на вероятности повторения перебоя в следующем году. В этом случае нарушения нормальной работы системы могут рассматриваться как события, вполне независимые. Напротив, при многолетнем регулировании, когда процесс опорожнения водохранилища длится несколько лет, факт перебоя сказывается на условных вероятностях нарушения нормальной отдачи не только ближайшего

года, но распространяет свое влияние на целый ряд следующих за ним лет.

Обозначим через S безусловную вероятность перебойных лет; тогда $S=1-P$, где P — обеспеченность системы от перебоев.

Через s обозначим условную вероятность повторения перебоа в следующем году после перебойного.

Заметим, что той же величине s равна и вероятность наступления перебойных лет, предшествующих перебойным годам.

Это положение вытекает из теоремы о взаимном равенстве условных вероятностей, доказываемой в теории вероятностей.

Отметим далее, что если s — условная вероятность повторения перебоа, то $(1-s)$ — условная вероятность того, что перебойному году предшествовал бесперебойный.

После этих предварительных рассуждений можно написать для вероятности группировки из n перебойных лет следующее выражение:

$$(1-s) S s^{n-1} (1-s) = S (1-s)^2 s^{n-1}.$$

Рассматривая только перебойные годы, мы должны заменить величину S единицей, тогда условная вероятность группировки из n перебойных лет окажется равной

$$(1-s)^2 s^{n-1},$$

и вероятность того, что перебойный год входит в группу из n перебойных лет, определится выражением:

$$n(1-s)^2 s^{n-1}.$$

Сумма этого выражения для n от 1 до ∞ получит вид:

$$(1-s)^2 \sum_{n=1}^{n=\infty} n s^{n-1} = \frac{(1-s)^2}{(1-s)^2} = 1,$$

что подтверждает правильность проделанных выкладок.

Из выражения

$$n(1-s)^2 s^{n-1}$$

можно получить формулу, определяющую вероятность однократного перебоа (т. е. число перебойных лет, которые являются одиночными) по отношению к общему числу перебойных лет: $(1-s)^2$.

Взяв производную того же выражения по n и приравняв ее нулю, можно определить значение n_{kp} , которому отвечает

длительность перебойных группировок, включающих в себя наибольшую долю перебойных лет:

$$n_{kp} = - \frac{0.434}{\lg s}.$$

Значения n_{kp} для ряда величин s сведены в следующую таблицу:

s	n_{kp}
0.25	0.72
0.50	1.44
0.75	3.46

Входящая в вышеприведенные выражения условная вероятность повторения перебоя s определяется непосредственно из кривой обеспеченности годовых объемов стока реки и равна, очевидно, вероятности наступления лет со стоком, меньшим, чем водоотдача ($k < \alpha$).

Вероятность подобного события при любых значениях $\alpha < 1$ не превышает 0.5. (Сдвиг обеспеченности центра асимметричной кривой распределения несколько повышает указанный предел.) Таким образом, встречающиеся на практике значения n_{kp} по округлении их до целых чисел не превышают 1 года и, следовательно, наиболее часто повторяющимися являются однократные перебои. Приведенные же в таблице многолетние перебойные периоды, отвечающие высоким значениям s , характеризуют соотношения, которые получались бы при мало интересных для практики значениях отдачи, превышающих норму стока ($\alpha > 1$):

При оценке полученного вывода следует иметь в виду, что, хотя наиболее вероятным почти во всех случаях является однократный перебой, тем не менее вероятность повторения перебоя при многолетнем регулировании значительно повышается по сравнению с безусловной ее величиной, причем это повышение, постепенно затухая, распространяется на целый ряд лет. Поэтому при многолетнем регулировании проявляется вполне отчетливая тенденция к группированию перебойных лет.

Выводы теоретического анализа группировок перебойных лет были сопоставлены нами с результатами непосредственных расчетов, выполненных по некоторым русским и западноевропейским рекам, по которым имеются многолетние наблюдения. Для указанной цели были использованы данные 37 рек. Общее число включенных в анализ лет наблюдений достигает 2141. Ряды характеризуются значениями коэффициента вариации от 0.16 до 0.51 (в среднем 0.29) и значениями коэффициента корреляции между стоком смежных лет от 0 до +0.45 (в среднем +0.24).

В процессе сопоставлений учитывалась только многолетняя составляющая емкости.

Все исследования были проведены для значения условной вероятности повторения перебоя, равного $s=0.40$.

Соответственно этому расчетное выражение, служащее для теоретического определения доли перебойных лет, входящих в группы из n последовательных перебойных лет, приобретает вид:

$$s_n = n(1-s)^2 s^{n-1} = 0.36n 0.4^{n-1}.$$

Расчеты были выполнены для двух значений расчетной обеспеченности бесперебойной отдачи:

$$P=0.60 \text{ и } P=0.95.$$

Нетрудно заметить, что в первом случае $P=1-S=1-s$, откуда $S=s$, т. е. безусловная вероятность перебоя равна условной вероятности его повторения.

Такое соотношение соответствует отсутствию многолетней емкости водохранилища. Расчет в этом случае сводится к отбору лет, обладающих стоком более низким, чем соответствующий обеспеченности 60%, и к подсчету численности различных группировок таких лет.

При $P=0.95$ число перебоев сокращается до 5% от общей численности рассматриваемого ряда лет за счет регулирования стока водохранилищем соответствующей емкости. Последняя зависит от характера вариации годовых объемов стока и для каждого из использованных гидрологических рядов определялась индивидуально, исходя из обеспеченности 95% и той же, что в предшествующем случае, отдачи.

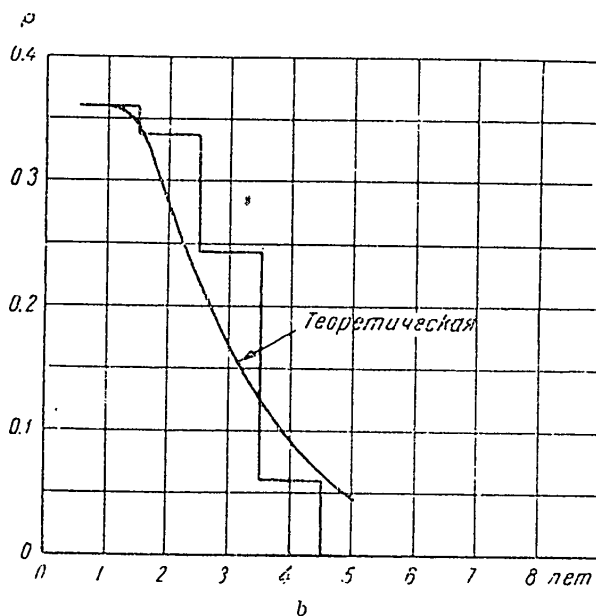
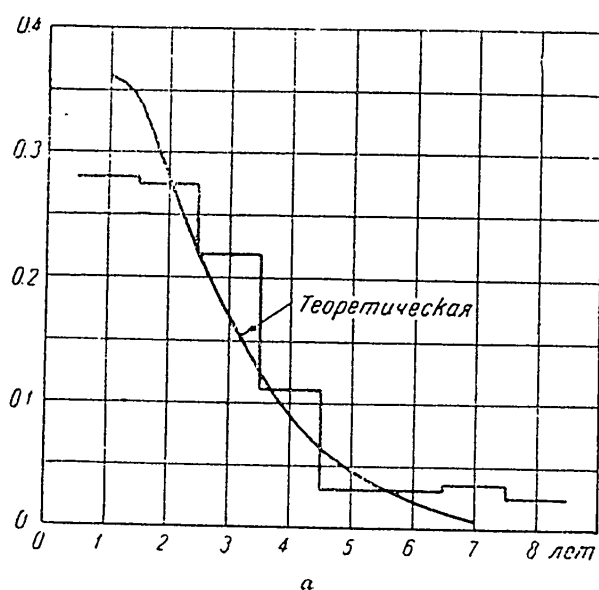
Таким образом, общая численность перебойных лет двух рассмотренных случаев разнится в $\frac{0.40}{0.05}=8$ раз.

В то же время теоретическое распределение перебойных лет по группам различной численности, зависящее только от условной вероятности повторения перебоя $s=0.40$, оказывается в обоих случаях одинаковым, определяясь написанным выше уравнением.

Результаты расчетов представлены на фиг. 12, на которой сопоставлены между собой эмпирические гистограммы и теоретические кривые, характеризующие соотношения между численностями перебойных группировок. Как видно из графиков, теоретические кривые хорошо отражают общий характер явления.

Рассуждения, аналогичные только что изложенным, могли бы быть проведены и в отношении группировок бесперебойных лет. Однако на этом пути мы столкнулись бы с трудностями,

вытекающими из того положения, что факт бесперебойности года не определяет собой однозначно конечного наполнения



Фиг. 12. Вероятность P включения перерывного года в группу из n последовательных перерывных лет:

a — для обеспеченности водоотдачи 60%,
 b — для обеспеченности водоотдачи 95%

водохранилища, подобно тому, как это имеет место при исследовании перерывов. Поэтому анализ бесперебойных периодов не может быть облечен в столь же простые математические формы.

Он должен быть связан с построением последовательных кривых, обеспеченности наполнений водохранилища, т. е. с операцией, выполняемой путем приближенного интегрирования, результаты которого не могут быть выражены простой математической зависимостью.

Оценивая итоги описанных построений, мы должны обратить особое внимание на второй раздел их, отвечающий обеспеченности 95%. Рассмотренные для этих условий соотношения характеризуют системы, обладающие высокой степенью регулирования стока (коэффициент регулирования близок в среднем к $\alpha=0.9$).

Как показывает изображенная на фиг. 12 теоретическая кривая, в исследованном случае почти две трети перебойных лет наступают не поодиночке, а по два и более подряд. Таким образом, работе емких водохранилищ свойственна своего рода цикличность.

Длительные периоды бесперебойной отдачи сменяются целыми группами неблагоприятных лет.

Отмеченное обстоятельство следует иметь в виду при оценке условий работы регулирующих сток установок.

§ 5. АНАЛИЗ ДЕФИЦИТНОСТИ ПЕРЕБОЙНЫХ ПЕРИОДОВ

Последствия нарушения нормируемых пределов отдачи установки (или сбросного расхода воды) связываются, вообще говоря, во-первых, с самым фактом перебоя, во-вторых, с его длительностью, в-третьих, с объемом недоставленной потребителю воды. В зависимости от условий гидротехнической задачи один из указанных факторов обычно приобретает решающее значение. Так, при расчете отверстий водосбросных сооружений, представляет интерес лишь вероятность превышения сбросным расходом воды расчетной величины, а не длительность такого аномального режима.

В противоположность этому с точки зрения обеспечения потребителя воды или энергии определенным минимумом отдачи наиболее выразительным измерителем служит ожидание объема недоставленной из-за перебоев воды или энергии. (Принципы нормирования расчетной обеспеченности более подробно рассматриваются в нашей работе [9].)

Несмотря на такое различие возможных оценок обеспеченности практика расчетов регулирования стока, как правило, исходит из единого критерия, сводящегося к нормированию вероятности бесперебойных лет. Пользование таким условным нормативом оправдывается соображениями простоты расчета и нецелесообразностью его усложнения при отсутствии

строгого экономического подтверждения рекомендуемых значений обеспеченности. С другой стороны, известным обоснованием общепринятой системы нормирования служит наличие определенной связи между различными измерителями перебойности.

С этой последней точки зрения для суждения о тех реальных соотношениях, которые создаются при пользовании общепринятым нормативом, необходимо в первую очередь установить значения дефицитов воды, которые соответствуют определенным значениям числа перебойных лет.

Основываясь на априорных соображениях, можно заранее сказать, что системы, ориентированные на одну и ту же расчетную обеспеченность, но отличающиеся друг от друга степенью регулирования, оказываются в отношении дефицитности перебойных периодов в неодинаковом положении.

Чем выше степень регулирования стока, тем более резкими являются перебои.

Для решения поставленной задачи были использованы известные приемы статистических расчетов регулирования стока (А. Д. Саваренский [4], С. Н. Крицкий, М. Ф. Менкель [2]).

Сущность расчета сводилась к построению теоретической кривой отдачи перебойных периодов, которая принималась равной бытовому стоку реки за время опорожненного состояния водохранилища.

Исследованиями был охвачен ряд значений отдачи и обеспеченности.

Расчеты были проведены для коэффициента вариации годовых объемов стока, равного 0.30.

В процессе исследования принимались во внимание сезонные колебания стока, причем распределение последнего по временам года было выбрано следующим: весна (IV, V)—54%, лето — осень (VI—XI)—39.5%, зима (XII—III)—6.5%.

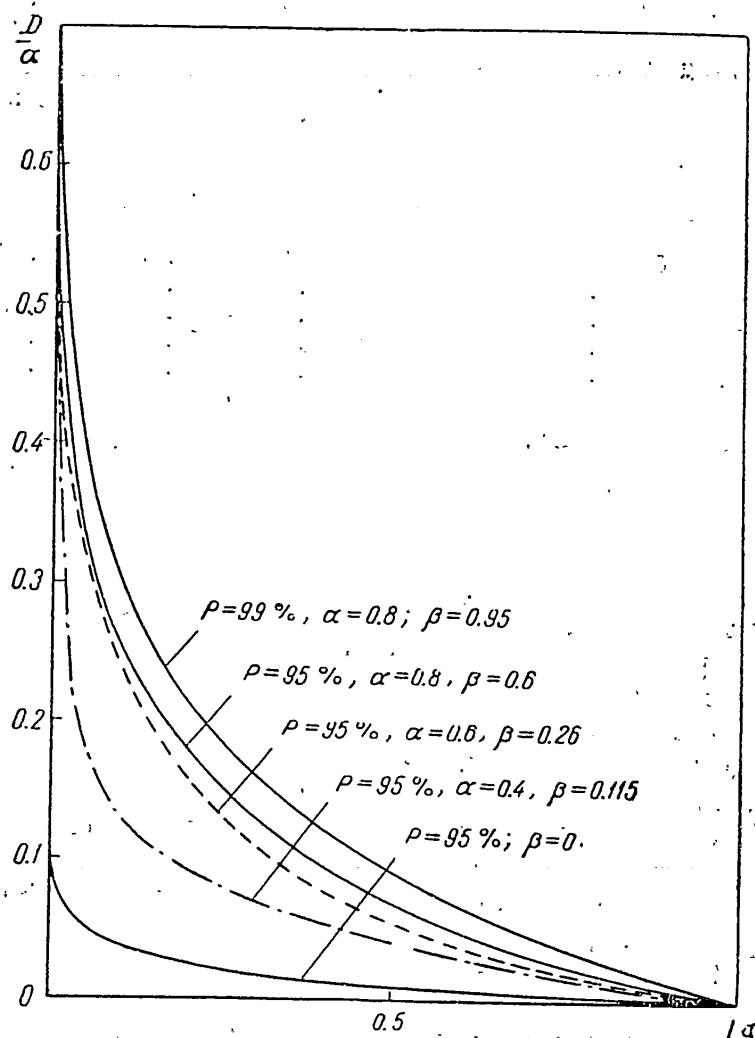
Важнейшим результатом расчетов явились кривые обеспеченности дефицитов воды, выраженных в долях отдачи. Серия подобных кривых изображена на фиг. 13.

При построении их за 100% обеспеченности была принята суммарная длительность всех перебойных периодов.

Рассматривая фиг. 13, мы можем сделать некоторые существенные выводы. Первым из них является то положение, что по мере повышения коэффициента регулирования, с одной стороны, и расчетной обеспеченности, с другой, возрастает глубина перебоев. Так, например, при обеспеченности 95% и нулевой емкости водохранилища средний дефицит воды перебойного периода составляет округленно лишь 2% от годовой отдачи. При доведении же степени регулирования до $\alpha \approx 0.8$ и обеспе-

ченности 99% средний объем дефицита достигает уже 13% годовой отдачи.

Второй вывод, вытекающий из анализа графика 13, заключается в установлении того факта, что большая часть перебоев



Фиг. 13. Кривые зависимости $D/\alpha = f(\alpha, p)$

характеризуется относительно незначительным объемом дефицита. Существенная недодача воды имеет место лишь в редких случаях. Так, например, даже в наиболее неблагоприятных с рассматриваемой точки зрения условиях при обеспеченности 99% и коэффициенте регулирования, равном 0.8, дефицитность перебойных периодов в 50% случаев не достигает 10% объема годовой отдачи. Этот факт является благоприятным с точки зрения работы системы при наступлении периодов более мало-водных, чем расчетный.

На основании кривых фиг. 13. была построена зависимость, связывающая между собой суммарную за многолетние периоды недодачу воды, выраженную в долях от потребности, с коэффициентом регулирования.

Результаты построений представлены в таблице.

Дефицит воды в процентах от гарантированной отдачи

Коэффициент регулиро- вания α	Расчетная обеспеченность %		
	90	95	99
бытовой сток	0.13	0.09	0.02
0.20	0.25	0.13	0.03
0.40	0.52	0.28	0.05
0.60	0.74	0.42	0.10
0.80	1.30	0.70	0.15

Анализ этой таблицы показывает, что с ростом коэффициента регулирования степень удовлетворения потребителей водой, отвечающая одним и тем же значениям расчетной обеспеченности, понижается, как это и было предвидено нами на основании общих соображений.

Для того чтобы поставить системы, обладающие различной степенью регулирования стока, в одинаковые условия работы, представлялось бы необходимым дифференцировать значения расчетного норматива обеспеченности в зависимости от коэффициента регулирования.

Так, например, на основании таблицы можно сделать тот предварительный вывод, что при сохранении, в случае работы установки на бытовом стоке, значения расчетной обеспеченности равным 90—95%, система, обладающая высокой степенью регулирования, должна ориентироваться на обеспеченность порядка 99%.

Обнаруженная исследованиями «неравнопрочность» систем, отвечающих одинаковой расчетной обеспеченности, находит себе вполне отчетливое физическое объяснение. При отсутствии регулирования стока отдача ориентируется на бытовой сток маловодного сезона и года, т. е. на относительно очень низкий расход воды.

Наступление еще более резкого, чем расчетное, маловодья приводит к некоторому падению отдачи; однако порядок величины ее сохраняется. При высоком же регулировании стока отдача во много раз превышает минимум бытового расхода реки. Соответственно, и перебой, являющийся следствием исчерпания водохранилища, вызывает резкое нарушение работы всей системы. Выходом из положения могло бы в последнем случае слу-

жить заблаговременное планомерное снижение отдачи, предусматриваемое водохозяйственным планом для случаев значительной сработки водохранилища.

Выводы проделанного анализа представляют, как можно думать, некоторый интерес с точки зрения рационализации системы нормативов, применяемых в области проектирования водного хозяйства.

ЛИТЕРАТУРА

1. С. Н. Крицкий, М. Ф. Менкель. Многолетнее регулирование стока, Гидротехническое строительство, 1935, № 11.
2. С. Н. Крицкий, М. Ф. Менкель. Обобщенные приемы расчета регулирования стока на основе математической статистики, Гидротехническое строительство, 1940, № 2.
3. С. Н. Крицкий, М. Ф. Менкель. О математическом расчете регулирования речного стока. Бюллетень по проблемам водного хозяйства СССР, АН СССР, 1940, № 3—4.
4. А. Д. Саваренский. Метод расчета регулирования стока, Гидротехническое строительство, 1940, № 2.
5. Г. П. Иванов. Метод расчета многолетнего регулирования стока. Труды I Совещания по регулированию речного стока, АН СССР, 1946.
6. С. Н. Крицкий, М. Ф. Менкель. О способах определения сезонной емкости, Гидротехническое строительство, № 10—11, 1945.
7. С. Н. Крицкий, М. Ф. Менкель. Математические методы расчета регулирования стока. Труды I Совещания по регулированию речного стока, АН СССР, 1946.
8. С. Н. Крицкий, М. Ф. Менкель. Некоторые положения теории колебания уровней естественных водоемов и их применение к исследованию режима Каспийского моря. Труды I Совещания по регулированию стока, АН СССР, 1946.
9. С. Н. Крицкий, М. Ф. Менкель. О принципах выбора параметров регулирующих сток установок, Секция водохозяйственных проблем АН СССР. Проблемы регулирования речного стока, вып. 2 (в печати).

К. И. РОССИНСКИЙ, И. А. КУЗЬМИН

НЕКОТОРЫЕ ВОПРОСЫ ПРИКЛАДНОЙ ТЕОРИИ ФОРМИРОВАНИЯ РЕЧНЫХ РУСЕЛ¹

ВВЕДЕНИЕ

Почти каждая из многообразных форм использования рек в большей или меньшей степени соприкасается с явлениями деформаций речных русел.

Необходимость решения вопросов, относящихся к указанной области, возникает в связи с судоходством и обслуживающими его землечерпательными и выправительными работами, в связи с постройкой гидротехнических сооружений и оценкой тех влияний, которые оказывают на режим русла регулирование стока и изменения гидравлического режима потока, в связи с устройством водоприемных сооружений для ирригации, гидроэнергетики и водоснабжения и т. д.

В современной специальной литературе проблемам перемещения наносов и формирования речных русел уделяется значительное внимание. Тем не менее, сколько-нибудь законченной теории указанных процессов и научно обоснованной методики их инженерного проектирования пока не существует.

Предлагаемая статья содержит краткое изложение некоторых выводов, к которым пришли авторы по отдельным вопросам режима речных русел в результате обработки и анализа обширного материала натурных наблюдений.

Авторы выражают глубокую благодарность С. Н. Крицкому и М. Ф. Менкель за ценные указания, касающиеся как существа затронутых в статье вопросов, так и их изложения.

¹ Доложено на заседании Ученого совета Секции водохозяйственных проблем АН СССР 8 сентября 1944 г.

§ 1. НЕКОТОРЫЕ ПОЛОЖЕНИЯ ТЕОРИИ ФОРМИРОВАНИЯ РЕЧНЫХ РУСЕЛ, СЛОЖЕННЫХ ПОДВИЖНЫМИ ГРУНТАМИ

Изучение процессов формирования русел равнинных рек стало развиваться в середине прошлого столетия. Несмотря на значительные достижения в этой области естествознания, позволившие с известной полнотой объяснить причины образования отдельных элементов речного ложа и установить основные законы, управляющие жизнью этих элементов, — в целом механизм формирования русел освещен еще сравнительно слабо.

В целях частичного восполнения пробела ниже предпринята попытка сформулировать некоторые из основных положений теории руслоформирующей деятельности потоков и показать взаимную связь между отдельными явлениями, из которых складываются процессы развития подвижного русла. В основу исследований, посвященных поставленной задаче, положен анализ результатов наблюдений за деформациями русел естественных и искусственных потоков, который проводится методом последовательного перехода от простых русел к более сложным.

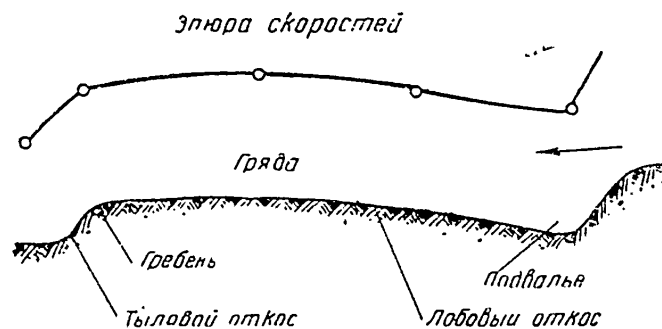
Преимущество выбранного метода заключается в том, что сложность и разнообразие условий, в которых протекает руслоформирующая деятельность естественных рек, находящихся под влиянием различного сочетания ряда топографических, геологических и гидрологических факторов, возрастает по мере углубления анализа. В начале же анализа число влияющих факторов сводится к минимуму.

В качестве прототипа простейшего русла нами принят искусственный поток прямолинейного очертания в плане с постоянным в течение времени расходом воды и с неразмываемыми и незатопляемыми берегами. Легкоподвижным остается только дно потока, с исследования форм которого и начинается рассмотрение интересующих нас явлений. Дно, формируемое из песка, предполагается выравненным под плоскость с тем, чтобы исключить влияние его формы на гидравлический режим потока в начале исследований.

Путем наблюдений в лаборатории [1 и 2] за динамикой модели такого простейшего потока можно убедиться в том, что дно его под воздействием течения воды покрывается грядами, имеющими характерную форму дюн (фиг. 1) и располагающимися в шахматном порядке то у одной, то у другой стенки потока (фиг. 2).

Появление гряд наступает сейчас же, как только движение песка по дну становится достаточно интенсивным для более или менее заметного деформирования дна. Гряды не остаются неподвижными, но ползут вниз по течению, сохраняя в извест-

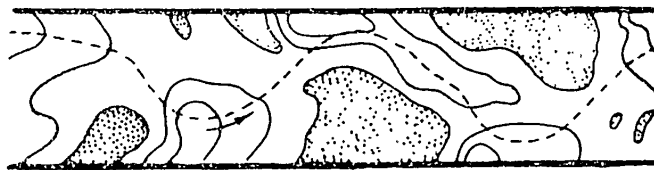
ной степени свою форму. Перемещение гряды происходит за счет размыва потоком лобового ее откоса, транспортирования продуктов размыва к гребню гряды и отложения их на тыловом откосе или в подвалье гряды. Одновременно в движении принимает участие только верхний слой песчинок лобового откоса, тогда как вся остальная масса песка, составляющего тело гряды, находится в покое. По мере смывания песчинок поверхностного слоя, действительно течения воды открываются новые, глубоко



Фиг. 1. Продольный профиль песчаной гряды и продольная эпюра придонных скоростей в потоке

лежащие до этого частицы, которые, дождавшись своей очереди, приходят в движение, перемещаются вдоль лобового откоса и откладываются на тыловом откосе.

В этом процессе обращает на себя внимание приспособленность формы дна к периодическому движению наносов.



Фиг. 2. Перекаты, полученные в прямолинейном опытном лотке

Если обратиться к деталям донного рельефа, то в рассматриваемом нами потоке можно обнаружить все морфологические элементы песчаных перекатов, наблюдаемых на прямолинейных речных участках (фиг. 2). Каждая гряда-дюна, соответствующая побочной переката, имеет в качестве морфологической пары углубленную часть русла — плесовую ложину, размещающуюся у противоположной стенки потока. Между двумя соседними плесовыми ложинами имеется повышенная часть дна, образующая вал переката. Гребень переката тянется наискось поперек потока от верхней гряды побочия к нижней. В тождественности

формы дна простейшего потока с естественным рельефом ложа речного перекатного участка можно убедиться сопоставлением фиг. 2 и фиг. 3. Из сказанного вытекает, что дно простейшего потока, после его переформирования течением воды, покрываясь непрерывно следующими друг за другом перекатами, приобретает форму, свойственную речным перекатным участкам.

Описанное выше явление возникновения песчаных гряд в текущей воде с их характерной формой и режимом наблюдалось многими экспериментаторами, изучавшими в лабораториях влечение песчаных наносов.

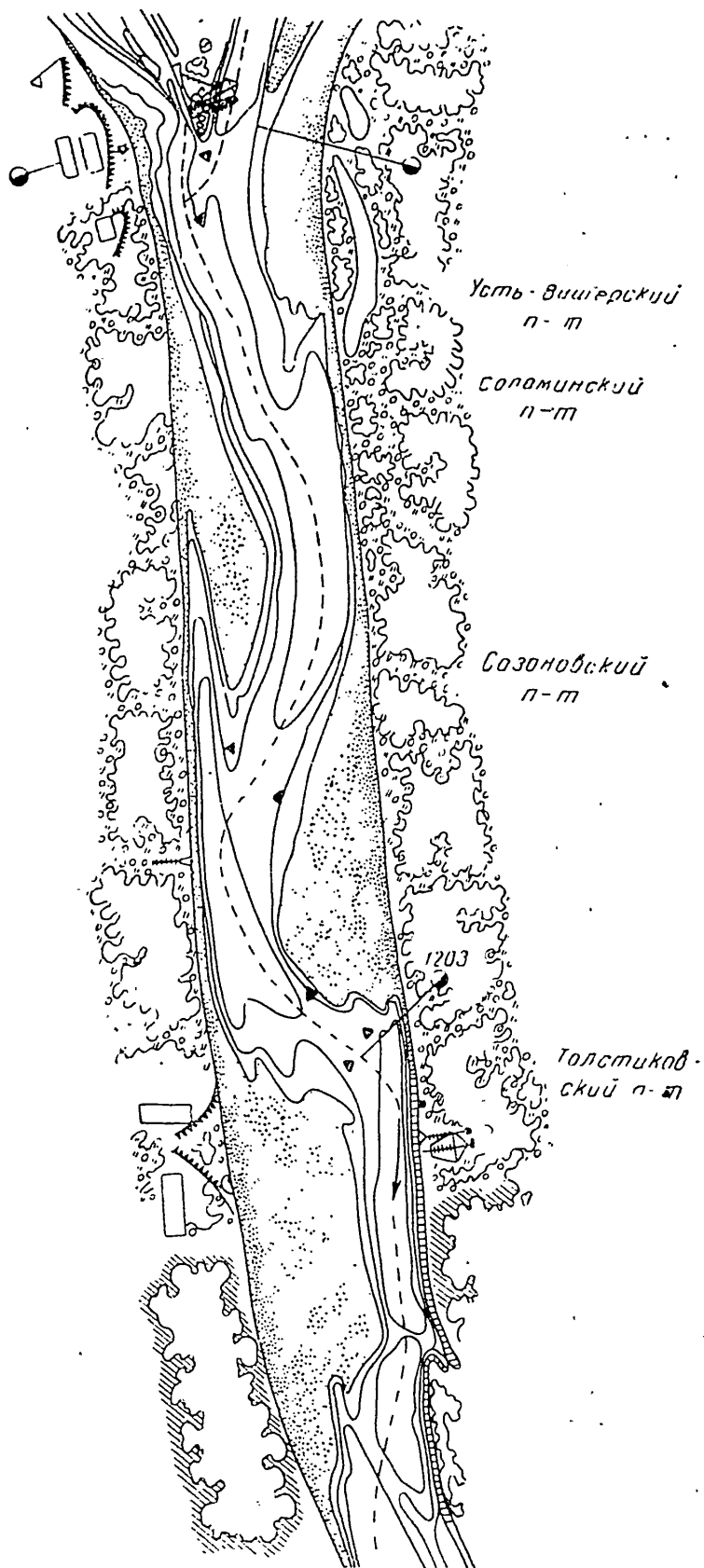
Закономерность, с которой появляется перекатный рельеф дна при определенной сплошности движения наносов, позволяет считать его единственной устойчивой формой дна для всех потоков, обладающих свойствами простейшей модели, т. е. таких потоков, у которых отсутствуют побочные факторы, влияющие на процессы формирования.

Причиной устойчивости перекатной формы дна служит, как нам представляется, устойчивость донного характера перемещения песков в реальном потоке.

Плоское дно простейшего потока способно сохранить свою ровную поверхность только при условии равномерного движения наносов, и всякое нарушение такого движения неизбежно влечет за собою деформирование дна. Турбулентный же поток, в силу особенностей своей структуры, не может двигаться равномерно даже в том случае, если средние его гидравлические характеристики остаются неизменными во времени и в пространстве. Скорости течения воды такого потока подвержены непрерывной пульсации, в силу которой мгновенные их величины, относящиеся к какому-либо моменту времени, оказываются не одинаковыми в различных точках русла.

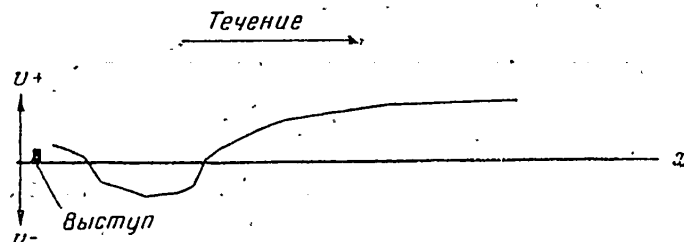
При этих условиях в турбулентном потоке никогда не может наблюдаться равномерное движение наносов. Интенсивность последнего, будучи связана с величиной скорости течения воды в каждый момент времени, усиливается на одних участках потока и затухает на других. Гладкая поверхность дна при этом нарушается. В местах ускоренного движения воды происходит местный размыв дна, тогда как в местах с замедленным течением, напротив, наблюдается отложение наносов.

В результате этого процесса первоначально плоское дно покрывается неровностями, беспорядочно разбросанными по его поверхности. Неровности дна приводят к образованию срывов течений, сопровождающихся появлением за теновой стороной выступов водяных вальцев с горизонтальной осью вращения. Ниже вихревых зон, в придонных слоях жидкости, возникают устойчивые области ускоряющихся по длине потока



Фиг. 3. Перекрытия на прямолінійном участке реки

течений. О режиме движения воды за донными выступами можно судить по фиг. 4, на которой представлена эпюра продольного распределения придонных скоростей, измеренных за препятствием, поставленным в лотке с плоским дном.



Фиг. 4. Продольная эпюра придонных скоростей за выступом дна

Места возникновения в потоке водяных вальцев и связанных с ними областей ускоренных течений служат очагами образования гряд. Валец вымывает на дне потока подвалье гряды. Продукты размыва подвалья, откладываясь на его границе сначала в виде небольшого валика, образуют зачатки тела гряды, которые затем разрастаются в полную ее форму. Образование последней происходит в зоне ускоряющегося движения воды, вследствие чего поверхность лобового откоса гряды в полном соответствии с режимом скоростей в этой зоне, очерчивается выпуклой кривой (фиг. 1). Срыв течений за валиком с первого же момента формирования гряды создает условия для зарождения ниже по течению следующей гряды. Развитие этой последней, в свою очередь, вызывает появление новой гряды и т. д.

Сопоставляя форму гряд со скоростным режимом придонной области потока, можно усмотреть, что изменение высоты гряды вдоль потока в общих чертах следует за изменением скоростей течения (фиг. 1 и 4). Так же как и скорости течения, высота гряды растет от подвалья к гребню, причем относительное приращение высоты постепенно падает, повторяя характер изменения скоростных градиентов. При этих условиях гряда получает возможность двигаться, не меняя своей формы, так как удельные расходы наносов на лобовом откосе гряды, тесно связанные с режимом скоростей течения, оказываются пропорциональными высотам тела гряды в соответствующих точках. В свою очередь тело гряды поддерживает ускоренное течение вдоль лобового откоса и срыв скоростей воды за гребнем. Такая взаимная увязанность режима данных течений с формой перемещения по дну грунтовых масс и является причиной устойчивости донного перемещения песков по дну водотоков.

Пульсация скоростей некоторой частоты и соответственных размеров амплитуды, так же как и в случае плоского дна, может образовать неровность и на лобовой части гряды. Тогда на ее поверхности появляется новая система гряд меньших размеров. Явление нескольких систем идущих друг по другу гряд хорошо известно по наблюдениям на реках с подвижным дном.

Рассмотрим теперь плановое размещение той системы, которая составляет макрорельеф дна потока.

В силу того же турбулентного режима потока, формирующиеся в нем гряды, естественно, не могут возникать и поддерживаться в виде правильных валов, перпендикулярных течению и обладающих стандартными по всей ширине реки размерами.

Нерегулярный характер донного рельефа приводит к искривлению отдельных струй потока в плане, что, как известно, порождает циркуляцию воды. Последняя собирает тело гряды в песчаное скопление овальной формы и заставляет его примкнуть к одному из берегов. Тело гряды может оставаться в середине русла только при условии полной симметрии обтекающего гряду потока. Малейшее нарушение симметрии приводит к различной интенсивности циркуляционного течения с противоположных сторон скопления, что обуславливает перемещение его поперек русла до тех пор, пока гряда не прижмется к берегу. Минувя сформировавшуюся таким образом и лежащую вдоль неразмываемого берега гряду, струи потока стремятся выпрямиться но, получая в процессе выпрямления обратную кривизну, начинают собирать нижележащую гряду обязательно у противоположной стенки русла. Явление это, распространяющееся вниз по течению, приводит к шахматному порядку размещения в русле донных образований. Шахматный порядок размещения гряд, поддерживая волнообразную кривизну струй в плане, сохраняет свою стабильность.

Закономерность описанных выше явлений мы проследили на «простейшем» потоке, форма дна которого возникает в результате непосредственного воздействия на подвижные грунты ложа турбулентной жидкой среды, режим которой свободен от влияния побочных факторов. Это обстоятельство позволяет подойти к первому из основных положений формирования русел, формулировать которое можно следующим образом:

Турбулентному потоку, формирующему свое ложе в легкоподвижных грунтах, свойственна перекатная форма дна, которая возникает спонтанно¹, если нет пс-

¹ Самопроизвольно.

сторонних причин, искажающих нормальный ход руслообразующего процесса.

Рассматривая выше образование песчаных гряд, мы остановились лишь на основных чертах этого сложного явления, оставив в стороне целый ряд существенных его деталей, освещение которых позволило бы с большей полнотой разъяснить сделанные нами выводы. Однако сжатость настоящей статьи не позволяет нам выходить из рамок изложенного, тем более, что детализация рассмотрения затронутого вопроса не меняет принципиальной стороны выводов.

Перейдем теперь к более сложному случаю. Допустим, что мощность потока достаточно велика для проявления закона Бера. При этом условии в потоке развивается общее циркуляционное движение воды, направленное в нижней части потока от правого берега к левому. Песок отбрасывается этими течениями к левому берегу, где дно потока повышается за счет углубления правобережной части русла. Так как односторонняя циркуляция поддерживается кориолисовыми ускорениями на всем протяжении участка, то глубины разместятся вдоль правого берега непрерывной лентой, и форма дна приобретает все характерные черты плесового участка. То же самое может быть получено, как известно, искривлением неразмываемых берегов потока в плане. Разница будет заключаться лишь в причине, вызывающей циркуляционное движение воды. Здесь оно возбуждается центробежными силами. Положим далее, что бровки берегов затоплены потоком, получившим возможность разливаться как бы по безграничной пойме, окаймляющей русло. Тогда центробежные силы, равно как и кориолисовы силы инерции, будут частично расходоваться на отгон воды в пойму, лежащую в первом случае со стороны вогнутого берега и во втором случае — вдоль правого берега. Частичная затрата сил инерции на отгон воды ослабляет вызываемую ими циркуляцию воды. Это явление, замеченное Н. Н. Жуковским [3] и [4], оказывается иногда настолько сильным, что почти полностью парализует действие закона Бера или слабой кривизны русла. По этой причине даже в очень мощных потоках прямолинейные или слегка изогнутые участки рек при наличии поймы оказываются сплошь покрытыми перекатами так же, как это имеет место в условиях простейшей модели. Из сказанного вытекает второе положение теории руслообразования, которое, впрочем, всем хорошо известно:

Плесовые участки русла образуются только там, где имеются условия для развития в потоке общего и одностороннего циркуляционного движения воды.

Очевидно, что, как и в первом случае, закон этот применим

только к таким руслам, дно которых сложено из подвижного материала.

До сих пор мы рассматривали поток с неразмываемыми берегами и могли только проследить, как меняется форма его дна в зависимости от различных условий формирования. Посмотрим, что будет с нашей моделью, если берега её получают возможность деформироваться под действием течения.

Вначале; пока берега не утратят прямолинейности, на дне, как мы видели, формируются перекаты с цепью побочней, расположенных в шахматном порядке. Циркуляционное течение воды, образующееся в плесовых ложинах, начинает действовать на противоположный побочню берег, размывая его и откладывая продукты размыва на побочне.

Деформации русла, которые появляются в силу этого факта, могут протекать тремя различными путями, дающими начало следующим процессам:

- 1) периодическому расширению,
- 2) меандрированию,
- 3) блужданию.

Рассмотрим каждый из этих процессов в отдельности.

Сначала допустим, что размыв берегов у плесовых ложин происходит относительно медленно — так, что, начавшись, довольно скоро прекращается надвинувшимися побочнями. Тогда размывание берегов переходит к участкам, прикрытым ранее песками, куда теперь сползли плесовые ложины. Однако и здесь берег, не успевая претерпеть существенных изменений, вновь закрывается побочнями. Таким образом, берега, размываясь постепенно на всем протяжении русла, не получают возможности искривляться и в процессе размыва вынуждены перемещаться параллельно первоначальному своему положению.

Так как перемещение обоих берегов происходит одновременно и притом в разных направлениях, то русло реки начинает расширяться по всей своей длине. По мере расширения русла побочни перекатов, на которых складываются продукты размыва берегов, вытягиваются в длину и особенно в ширину; фарватер на перекате разворачивается и постепенно принимает перпендикулярное к берегам направление, а седловина переката получает ту характерную S-образную форму в плане, которая известна на дурных перекатах.

Процесс расширения русла не длится до бесконечности. Когда при излишней ширине реки гипертрофированный рельеф дна начинает представлять собой значительное сопротивление движению воды, поток отторгает побочни перекатов от одного из берегов. Отторгнутые побочни обращаются в осеред-

ки или даже острова. Старые плесовые лощины заносятся наносами, образовавшиеся острова соединяются с противоположным берегом и вместе с лежащими под ним песками образуют с течением времени новую линию берега, как бы выдвинутую в сторону реки. Таким образом происходит уменьшение ширины потока до первоначальных размеров. В новом русле нормальной ширины, сохранившем в идеальном случае прямолинейное очертание, снова формируется на дне цепочка перекатов, и процесс расширения русла повторяется сначала, т. е. носит периодический характер.

Участки рек, живущие по законам расширяющегося русла, в отличие от меандрирующих участков, имеют прямолинейные старицы.

Регулирование ширины русла нередко протекает также путем отторжения части побочня, а не всего побочня в целом, как это было указано выше. Однако, являясь частным случаем одного и того же процесса, этот путь не меняет общего характера последнего.

Рассмотренный процесс представляет собой явление, весьма распространенное и свойственное значительной части равнинных рек. Несмотря на распространенность, это явление до сих пор ускользало, насколько нам известно, от внимания исследователей.

Со вторым явлением, наблюдающимся при деформациях русла с размываемыми берегами, все хорошо знакомы — это меандрирование реки. Оно, как мы полагаем, возникает в том случае, когда участки берега, ограничивающие плесовые лощины, успевают искривиться до наползания на них вышележащего побочня. Кривизна берега усиливает циркуляцию плесовых лощин, вследствие чего дальнейший процесс искривления идет нарастающими темпами: образуются меандры.

Так как две смежные плесовые лощины размывают свои берега в противоположном друг другу направлении, то с развитием меандр русло постепенно удлиняется. Плесовые лощины вытягиваются, и, занимая всю длину, меандры постепенно обращаются в плесовые участки значительного протяжения. Побочни перекатов также разрастаются в длину и обращаются в песчаные массы, тянущиеся вдоль выпуклых берегов меандрирующего русла. Расстояние между перекатами увеличивается, а сами перекаты, будучи связаны с местами перегиба русла, прекращают движение относительно берегов и стабилизируют свое положение в русле.

Законы, по которым живет меандрирующее русло, изучены сравнительно полно, и останавливаться на них здесь нет необходимости. Напомним только, что деформации русла, так же как и при процессе расширения, носят здесь периодический характер,

который может быть прослежен хотя бы по отмиранию меандр. Последний, развиваясь с течением времени в сильно изогнутую излучину, отрывается потоком от остального русла. Образовавшийся при этом спрямленный участок снова развивается в меандр, который, повторяя путь своего предшественника, также отмирает.

Мы рассмотрели два направления процесса переформирования: меандрирование и периодическое расширение русла. Исходным для обоих процессов являлся момент, когда гряды — побочки выстраивались в шахматном порядке у берегов еще до того, как берега утрачивали свою прямолинейность. Дальнейшее же развитие форм зависело от соотношения скорости перемещения гряд и скорости размыва берега в пределах плесовых ложин. Теперь представим себе, что берега начинают утрачивать свою прямолинейность еще до того, как гряды примкнут к ним и разместятся в шахматном порядке. Это не внесет нового в разобранные процессы только в том случае, если побочки в некоторый момент все же успеют принять указанный порядок.

Если же относительная податливость берегов оказывается еще большей, чем при меандрировании, то процесс размыва берегов идет с такой скоростью, что гряды, расположенные в средней части русла, уже не в состоянии примкнуть к берегам. Тогда за счет подметания к ним песков гряды превращаются сначала в осередки, а затем — в острова. Река разбивается на ряд протоков, которые вследствие относительно высокой размываемости берегов непрерывно искривляются. Наряду с этим начинается параллельный, столь же интенсивный, процесс спрямления русла. Рукава, обладающие более благоприятными, в смысле меньшей заносимости их наносами, условиями входа в них струй, и менее искривленные, оказываются более жизнеспособными, в то время как прочие начинают отмирать. Но развивающиеся рукава в некоторый момент, так же как и исходное русло, снова начинают делиться: в них появляются осередки, затем острова и т. д. Таким образом, в этом случае мы имеем явление блуждания рек с делением на рукава, причем и здесь прослеживается некоторая своеобразная периодичность процесса.

Причины, склоняющие реку к выбору того или другого пути в развитии своего русла, как вытекает из изложенного, зависят от определенных сочетаний гидравлического режима реки с геологическими особенностями ее ложа. Податливость береговых грунтов размывающему действию воды, интенсивность циркуляционных течений, возникающих в потоке, и относительно слабая подвижность донных формаций способствуют развитию меандрирования и блужданию реки. Напротив, сравнитель-

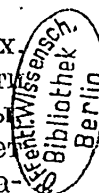
ная прочность берегов и легкая перемещаемость по дну песчаных скоплений стимулируют процесс периодического расширения русла.

Интересно отметить, что в природе замечается некоторая связь рассмотренных явлений с размерами рек. Чем больше и мощнее река, тем слабее выражены элементы меандрирования и тем чаще встречаются примеры периодического расширения.

Объяснение этой закономерности можно найти, во-первых, в том факте, что, наряду с укрупнением водотоков по пути следования к местам аккумуляции воды, мельчают наносы, а, следовательно, и донные отложения рек. Это обуславливает увеличение подвижности побочной перекатов от верхних частей бассейна реки к нижним. Во-вторых, величины радиусов искривления струй потоков, обтекающих донные наносные скопления, будучи связаны с размерами последних, оказываются на малых реках меньшими, чем на больших. Поэтому в обстановке малой реки деформирующие берега циркуляционные течения обладают относительно большей дееспособностью.

Деформации естественных рек не всегда строго придерживаются какого-либо одного из описанных здесь процессов. Пестрота, главным образом геологических, а отчасти и топографических факторов вносит в жизнь русел ту индивидуальность, которая так часто наблюдается в режиме отдельных речных участков. Однако везде можно проследить наличие элементов рассмотренных в настоящем параграфе явлений. Последние, сочетаясь друг с другом и несколько видоизменяясь под влиянием специфики геологического и топографического строения долины, создают промежуточные формы развития русел.

Знакомясь с основными направлениями в формировании речных русел, мы на их примере могли убедиться в периодическом характере русловых деформаций. Периодичность деформаций дна обнаруживается уже в простейшем прямолинейном потоке, являясь одним из неотъемлемых его свойств. В самом деле, рассматривая состояние дна на какой-либо постоянной вертикали, мы наблюдаем постоянную смену повышения и понижения его отметок, являющуюся результатом перемещения грунта в русле в форме гряд. При деформируемых берегах периодичность поддерживается также антагонизмом между стремлениями потоков, с одной стороны, двигаться по кратчайшим прямолинейным путям, а с другой, — развивать кривизну своих русел. Факторы, вызывающие это стремление, закономерно возникают во всех речных потоках.



Прогрессирующее искривление русла, как известно, является результатом действия циркуляционных течений. Первоначальной же причиной возникновения последних в прямолинейном русле являются гряды, обуславливающие первичное искривление потока. К числу причин, ведущих к выпрямлению русла, кроме стремления потока течь в направлении наименьших сопротивлений, следует отнести и непропорциональное, по отношению к расходам воды, распределение транзита наносов между отдельными протоками в случае деления русла на рукава.

Быт громадного большинства речных участков дает интересные примеры периодического характера деформаций русла и позволяет сформулировать третье положение, которое заключается в следующем:

Между руслом реки, протекающей в аллювиальных отложениях, и гидравлическим ее режимом возможно только динамическое равновесие. В процессе своего существования такие русла испытывают постоянные, периодически повторяющиеся деформации.

Размеры русла, вследствие непрерывных переформирований последнего, постоянно меняются. Однако поскольку в большинстве случаев деформации носят периодический характер, можно говорить о некоторых средних размерах русла, определяющихся водностью реки и регулирующихся в ходе рассмотренных выше процессов.

Другое следствие последнего положения, на котором мы считаем уместным здесь остановиться, заключается в том, что в некоторые моменты времени русло как бы возвращается к той форме, которая нами была принята в качестве исходной. Это имеет место в моменты отторжения побочней при периодических расширениях русла, прорыва перешейков между петлями при меандрировании и развития более жизненных рукавов при блуждании реки. Это следствие делает обоснованным выбор простейшего прямолинейного потока в качестве отправной точки анализа.

Заканчивая на этом рассмотрение основных законов, которым подчиняется руслоформирующая деятельность рек, коснемся вопроса влияния на рельеф дна сезонных колебаний стока. Поскольку наиболее активная деятельность вод приурочивается к периодам половодий и почти замирает с наступлением межени, постольку меженные воды не могут внести принципиальных изменений в рельеф дна, созданный высокими расходами, и ограничиваются лишь переформированием части его

элементов, что накладывает некоторый отпечаток на протекающие в русле процессы.

§ 2. ГЕНЕТИЧЕСКАЯ КЛАССИФИКАЦИЯ ПЕРЕКАТОВ СУДОХОДНЫХ РЕК

В основу предлагаемой классификации положен принцип подразделения перекатов на типы по их происхождению. Такой подход к классификации обеспечивает выявление причин возникновения переката, а вместе с тем позволяет правильно наметить мероприятия по улучшению его состояния. Образование перекатов того или иного типа тесно связано с геологией речной долины, а потому перекаты, кроме подразделения на типы, делятся на группы по материалу, их слагающему. По этому признаку принято деление на три группы:

- I — перекаты песчаные;
- II — перекаты с гребнем, сложенным из песка, наличие или особенность форм которых определяется присутствием в русле неразмываемых (трудноразмываемых) грунтов;
- III — перекаты, гребень которых сложен неразмываемыми (трудноразмываемыми) грунтами.

Наличие и режим песчаных перекатов определяются гидравликой речного потока, которая в период высоких вод, т. е. в тот период, когда происходят основные деформации русла, тесно связана с положением русла в затопляемой высокими водами пойме. В соответствии с этим типы перекатов, характерные для группы песчаных перекатов, подразделяются на подтипы по положению относительно коренных берегов участков русла, в пределах которых они находятся. К тому же переход от поймы к коренному берегу сопровождается сменой залегающих пород.

Классификацией предусматривается семь типов перекатов.

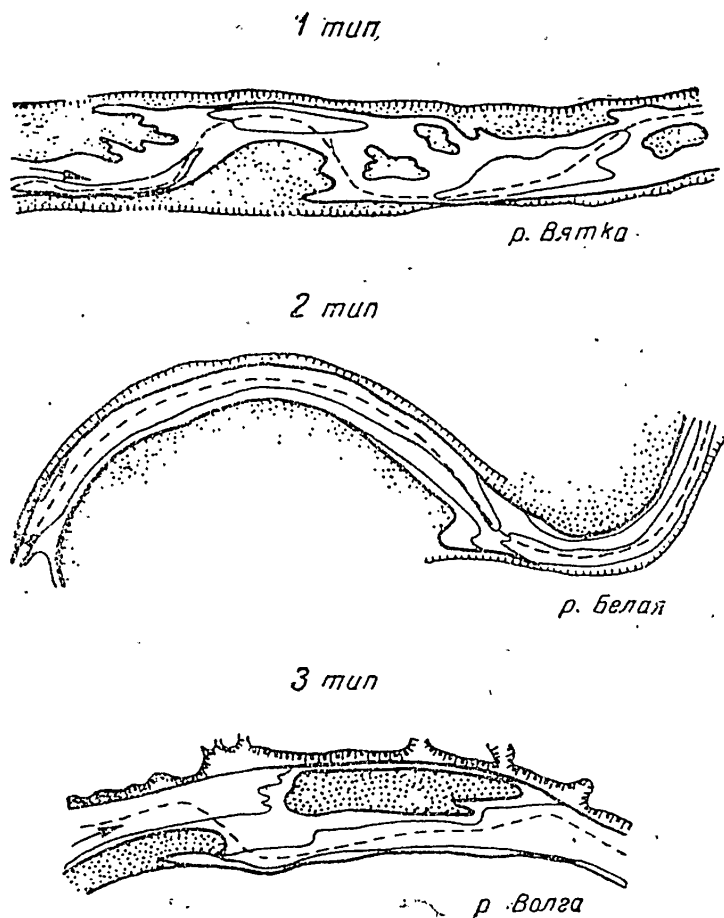
I-й тип. Перекаты, возникшие вследствие свойства песка перемещаться в русле в форме гряд-побочней и располагающиеся на прямолинейных или слабоизогнутых участках русла. Свойственны они первой группе, а отчасти и второй. Этот тип подразделяется на два подтипа:

подтип А («нормальный») — перекаты в крупных реках, находящиеся на участках русла с пойменными берегами, а на средних и мелких реках и под коренным берегом (фиг. 5);

подтип Б («аномальный») — перекаты в крупных реках на участках с вогнутым или правым прямолинейным коренным берегом.

Перекаты первого типа, аналогичные образующимся в про-

го типе простейшего русла (см. § 1), имеют весьма широкое распространение на реках с подвижным дном. Располагаются они обычно на участках рек, характеризующихся процессом периодического расширения русла, описанным в § 2. Выделение в подтип *Б* перекатов крупных рек, находящихся при изогнутых или правых прямолинейных коренных берегах, диктуется тем,



Фиг. 5. Перекаты 1, 2 и 3 типов

что в подобных условиях нормально образуются плесы, перекаты же являются здесь своего рода аномалией. Гряды-побочни аномальных перекатов зарождаются на участках с пойменными берегами и затем сползают под коренной берег, где сравнительно слабая односторонняя циркуляция подчас оказывается не в состоянии справиться с заползающими массами песка.

В отличие от подтипа *А*, подтип *Б* имеет относительно небольшое распространение.

2-й тип. Песчаные перекаты, возникшие вследствие перегиба русла в плане. Так же, как и перекаты 1-го типа, они характерны для первой группы, но встречаются и во второй. Разделяются они на три подтипа:

подтип *А* — перекаты в пойменных берегах на переходных участках между двумя кривыми обратной кривизны («в меандрах» — фиг. 5);

подтип *Б* — перекаты на подходе русла к коренному берегу и под коренным берегом при повороте последнего вправо;

подтип *В* — перекаты в коренных берегах.

Перекаты второго типа имеют столь же широкое распространение, как и первого. Подтип *А* образуется на участках, характеризующихся процессом меандрирования, в то время, как подтип *Б* встречается и на участках рек, подверженных периодическому расширению русла в пределах поймы. Подтип *В* распространен сравнительно мало, встречаясь, главным образом, в руслах с преобладанием перекатов второй и третьей групп.

3-й тип. Песчаные перекаты, возникающие вследствие местного изгиба в плане одного из берегов (в ухвостьях островов, у выходов протоков, у выступов берегов и т. п.).

Процесс образования их идет путем развития кос. Встречаются они как в первой, так и во второй группах, и делятся на два подтипа:

подтип *А* — то же, что и у 1-го типа.

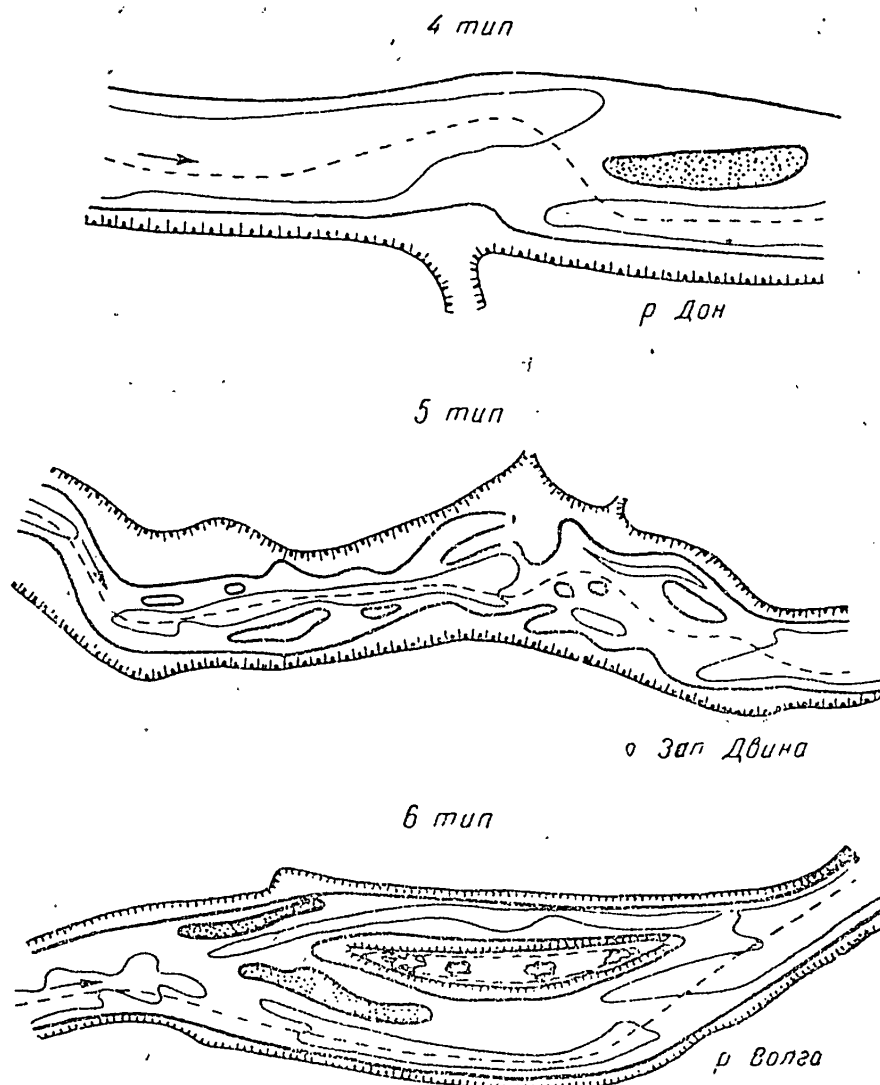
подтип *Б* — то же, что и у 1-го типа, а также на сильно изогнутых участках русла с пойменными берегами.

Перекаты третьего типа образуются в ухвостьях островов, возникающих в результате отторжения гряд-побочней в процессе расширения русла, а также при отторжении побочней на входах в плесовые участки под коренными берегами. Во втором случае перекаты сползают вниз по плесовому участку подобно аномальным перекатам первого типа (фиг. 5).

4-й тип. Перекаты, образовавшиеся за счет выносов из притоков и оврагов. Встречаются во всех трех группах и на подтипы не подразделяются (фиг. 6).

5-й тип. Гряды и россыпи, либо сложенные неразмываемыми (трудноразмываемыми) грунтами, либо имеющие под песками неразмываемую подстилку. В образовании их основная роль принадлежит геологическим факторам, в то время как гидравлика в лучшем случае имеет подчиненное значение. Вследствие этого в формах перекатов данного типа не наблюдается той правильности, которая свойственна перекатам песчаным, и формы эти весьма разнообразны и случайны. Перекаты 5-го типа встречаются как во второй группе, так и в третьей (фиг. 6), и на подтипы не подразделяются.

6-й тип. Комплекс перекатов, связанных с островом, возникшим вследствие наличия в русле подстилки из неразмываемых (трудноразмываемых) грунтов. Отдельные перекаты такого комплекса, взятые изолированно, могут быть отнесены к одному из ранее рассмотренных типов. Но поскольку все эти перекаты



Фиг. 6. Перекаты 4, 5 и 6 типов

связаны с островом и подобные комплексы имеют на реках широкое распространение, а также и вследствие того, что проектирование мероприятий по улучшению подобных участков правильнее вести, рассматривая весь комплекс в целом, перекаты эти выделены в особый тип, свойственный лишь второй группе (фиг. 6).

7-й тип. Сюда отнесены все прочие затруднительные для плавания судов участки, представляющие собой судовые хода с недостаточной шириной и отдельные препятствия, образовавшиеся как естественным путем (недостаток габаритов в прорвах, отдельные пещины, камни-одиночки, карчи и т. п.), так и в результате неправильной постановки различного рода сооружений, а также затонувшие суда.

Данная классификация была разработана параллельно с теорией руслообразования, и в основу ее легли материалы по значительному количеству рек Союза, а отчасти и по зарубежным рекам. Несмотря на это, она еще не претендует на полноту, так как при составлении ее не были использованы материалы по рекам с сильно подвижным руслом (типа р. Аму-Дарьи). Однако, принимая во внимание, что она охватывает перекаты тех типов, которые встречаются в преобладающем большинстве рек, мы считаем возможным ее рекомендовать, тем более, что генетическая классификация затруднительных для судоходства мест фактически отсутствует, поскольку результаты предпринимавшихся в этом направлении попыток нельзя считать в какой-либо мере удовлетворительными.

§ 3. ВЛИЯНИЕ ИЗМЕНЕНИЙ ГИДРОЛОГИЧЕСКОГО РЕЖИМА РЕК НА СУДОХОДНЫЕ ГЛУБИНЫ ДЕФОРМИРУЕМЫХ ПЕРЕКАТОВ

Исследование [5], результаты которого изложены в настоящем параграфе, опиралось на анализ материалов наблюдений за режимом перекатов, проводившихся в натуре, а также на специальные лабораторные эксперименты. Лабораторное исследование общих форм изменения перекатов, являющегося следствием искажения гидрологического режима, оказывается возможным, благодаря тому, что морфология русла в основных своих чертах не зависит от размеров потока.

Исследование было проведено в 1939—1940 гг. в гидравлической лаборатории инженерно-строительного института им. Куйбышева, в изогнутом в плане лотке, шириной 30 см. В качестве модельного материала был использован естественный речной песок, достаточно равномерного состава с преобладанием фракций 1.0—0.5 мм.

Наблюдения, поставленные как в лаборатории, так и в натуре, показывают, что характеристикой гидравлического режима, определяющей в основном состояние русла, является положение уровня воды. При сохранении уровня воды в пределах некоторого участка неизменным колебания гидравлического режима, которые могут являться следствием возрастания или

уменьшения пропускаемого расхода воды, протекают (в известных пределах) с сохранением пропорциональности между гидравлическим режимом различных сечений. Соответственно этому, расход наносов, проносимых в каждом из сечений, изменяется в одном и том же соотношении, и условия формирования русла не нарушаются. В результате, в тех пределах, в которых переход от одного режима к другому не отражается на горизонтах и не вносит соответствующих изменений в соотношения между пропускными способностями отдельных живых сечений, изменение гидравлического режима не сказывается на русловых формах. Это положение может быть распространено и на различные морфометрические характеристики рельефа дна переката, к числу которых, в частности, относятся и глубины.

Устойчивое («нормальное») состояние рельефа дна достигается после фиксирования уровня воды постепенно, по истечении некоторого промежутка времени, потребного для перестроения.

При быстром изменении уровня воды (что наблюдается, например, в период половодья) рельеф русла не успевает следовать за колебаниями горизонтов, соответственно чему режим перекатов носит неустановившийся характер.

Рассмотрим теперь характер связи между уровнями воды и тем устойчивым («нормальным») положением рельефа дна, которое достигается при фиксировании уровня воды. В качестве переменных, характеризующих явление, примем: отметку гребня переката Z и отметку горизонта воды H . Равным образом, можно связывать с горизонтом воды и непосредственно глубину на перекате h . Между угловыми коэффициентами указанных зависимостей существуют следующие соотношения, их связывающие:

$$\alpha = \frac{\beta}{\beta - 1}, \quad \beta = \frac{\alpha}{\alpha - 1}.$$

Здесь

$$\beta = \frac{\Delta H}{\Delta Z} \quad \text{и} \quad \alpha = \frac{\Delta H}{\Delta h}.$$

Материалы наблюдений за перекатами в натуре указывают на прямолинейный характер нормальной связи Z с H при росте Z с ростом H . Это обстоятельство было проверено лабораторными опытами. В основном цикле опытов для определения нормальной зависимости $Z=f(H)$ пропускали четыре расхода воды Q при определенной связи Q с H . Поскольку даже при постоянном горизонте воды отметка гребня переката несколько колеб-

лется, что является результатом волнообразной формы перемещения наносов, постольку в опытах основного цикла каждый расход воды выдерживался достаточно длительный период времени с тем, чтобы получить возможно лучшее осреднение.

Результаты опытов основного цикла были нанесены на график $Z=f(H)$ и хорошо легли на прямую с тангенсом угла наклона к оси Z , равным 2.63. Следовательно, лабораторные опыты еще раз подтвердили прямолинейность нормальной связи.

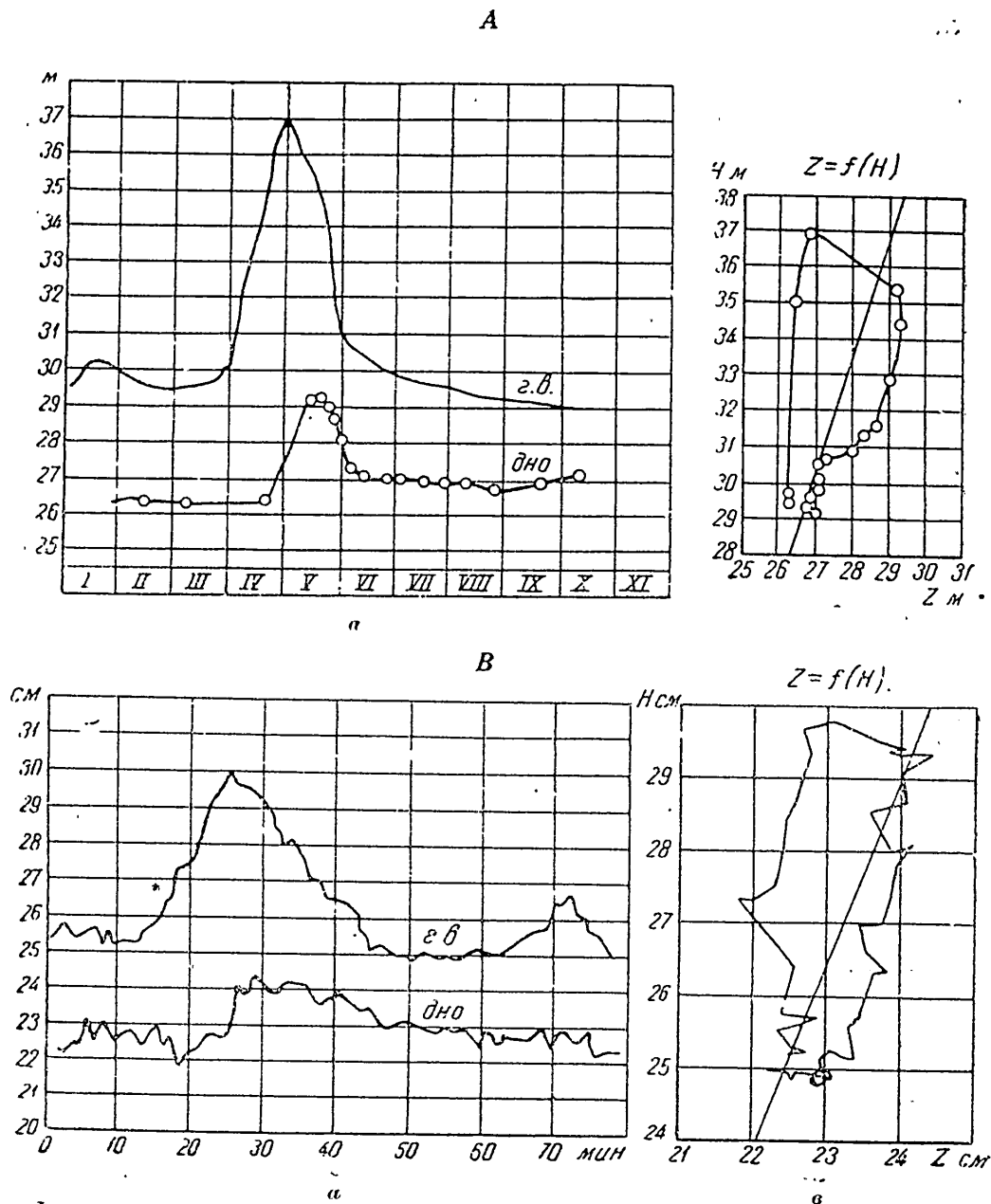
В целях подтверждения установленного выше положения относительно того, что состояние русла однозначно связано именно с уровнем воды, а не с какой-либо иной характеристикой режима, в процессе лабораторных исследований были поставлены дополнительные циклы опытов с иными, чем в основном цикле, связями расходов воды с уровнями. Точки дополнительных циклов в основном легли на ту же прямую, что и точки основного цикла, показав лишь несколько больший разброс, объяснимый тем, что в опытах дополнительных циклов давалась меньшая выдержка стационарного режима.

В натуре значение углового коэффициента β несколько колеблется для различных перекатов и в среднем составляет около 3. Эта цифра была получена по ряду данных, в том числе по данным значений α , приведенным в работах Б. В. Полякова [6] ($\beta = 3$ соответствует $\alpha = 1.5$).

При быстрых колебаниях уровней воды связь между последними и высотным положением гребня переката утрачивает однозначность.

Переформирование русла отстает от хода уровней, следствием чего при их колебаниях является смещение фаз обоих процессов (фиг. 7). Зависимость $Z=f(H)$ в этом случае образует петли, ветви которых располагаются по разным сторонам прямой нормальной связи.

Обратимся теперь к вопросу неустановившегося режима речных перекатов в двух случаях: при годовом цикле и при суточном цикле. В ходе годового цикла наиболее резкие колебания уровней воды на большинстве наших судоходных рек наблюдаются, как известно, в период весеннего половодья. В этот же период процесс формирования русла протекает особенно интенсивно, в соответствии с чем режим половодий определяет, в основном, общие формы и состояние перекатов. После спада половодья, в ходе уровней наступает известная стабилизация. Состояние русла приближается при этом к формам, соответствующим установившемуся (в смысле стационарности связи между уровнем воды и рельефом дна) режиму, достигая последнего обычно в середине лета. Практически же интерес с точки зрения судоходных глубин представляет состояние перекатов именно в период межени, вследствие чего расчеты могут стро-



Фиг. 7. Изменение отметок гребней перекатов при неустановившемся их режиме.

A — перекат в реке

B — Перекат в опытном лотке

а — Ход изменения горизонтов, воды (H) и отметок гребней (Z)

б — Зависимость между уровнями воды и гребня переката

иться на зависимостях, соответствующих установившемуся режиму русла.

Полученные выводы представляются существенными с точки зрения оценки режима перекатов, находящихся как в усло-

виях постоянного попуска из вышерасположенного водохранилища, так и в зоне выклинивания подпора от гидротехнических сооружений. Вследствие того что нормальная отметка гребня переката зависит, в основном, только от горизонтов воды, при повышении последних в результате подпора гребни перекатов должны нарастать. При этом, поскольку подпор в зоне выклинивания сказывается, главным образом, в межень, постольку в половодье картина оказывается близкой к естественной, а в межень отметки гребней перекатов повышаются.

Эти выводы хорошо согласуются с наблюдениями в натуре. Например, как указывает Б. В. Поляков: «На водохранилище наиболее интенсивное заиление отмечается в средней части его. Аккумуляция наносов в районе выклинивания не является постоянной и, подобно бытовому руслу, сменяется иногда эрозией. Подобие это, однако, не является полным, так как здесь перекаты размываются в межень на меньшую величину» [7]. Кроме того, нами были обработаны сведения о глубинах на перекатах, находящихся в зоне выклинивания подпора одного из существующих водохранилищ. Они также подтвердили сделанные выше выводы, причем в этом случае отметки гребней перекатов после подпора оказались на уровне бытового меженного горизонта воды, а подсчитанный по повышению дна угловой коэффициент нормальной связи β выразился величиной, близкой к 3 (фиг. 8).

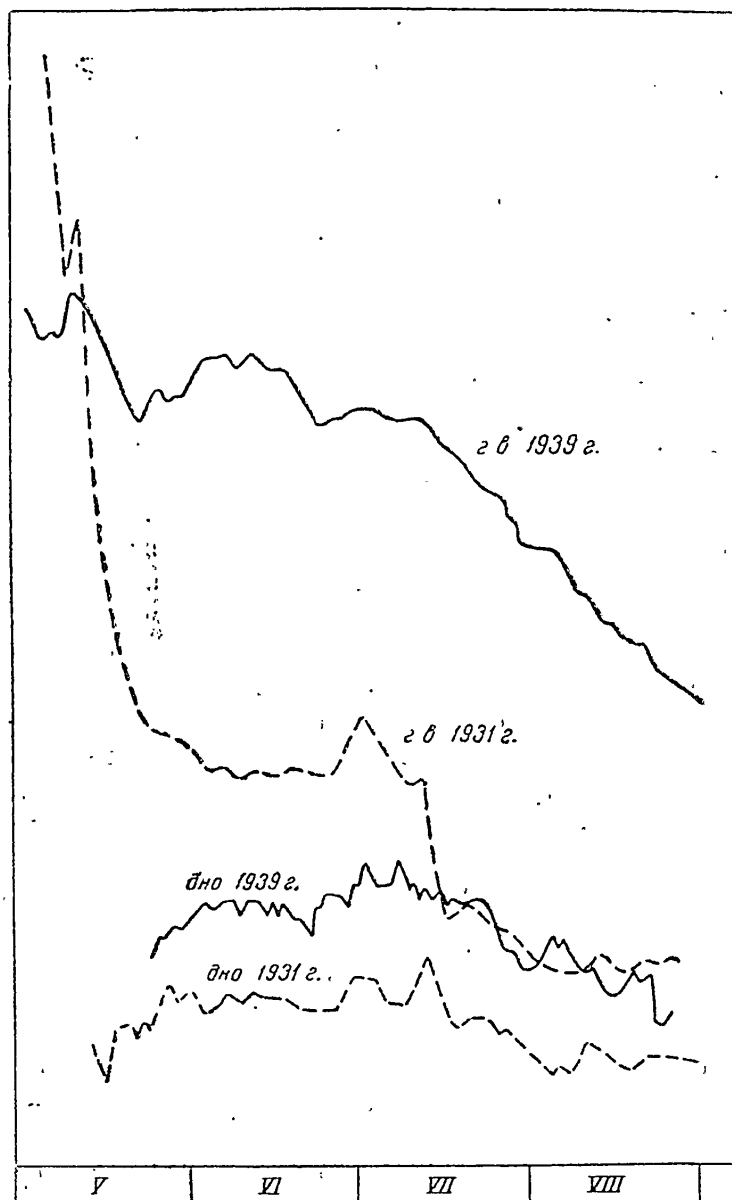
Перейдем теперь к суточному циклу.

Анализом материалов наблюдений за естественным режимом перекатов в натуре и лабораторными опытами была установлена невозможность заметного переформирования русла рек, масштаба судоходных, за отдельный цикл суточного регулирования. Выше уже было отмечено, что на реках даже при таких сравнительно медленных изменениях горизонтов воды, какие имеют место в случае весеннего подъема уровней (фиг. 7), ход нарастания гребня переката отстает от хода горизонтов воды. Период же колебаний горизонтов воды при суточном регулировании оказывается в масштабе судоходных рек столь незначительным, что гребни перекатов не успевают на них реагировать.

При многократном повторении одного и того же суточного цикла строение переката, как показывают опыты (фиг. 9), стремится к некоторым устойчивым формам, подобно тому, как это было установлено выше в применении к пропуску некоторого постоянного расхода воды.

Указанные обстоятельства показывают, что суточное регулирование, несмотря на неустановившийся режим потока, характеризуется установившимся режимом перекатов. Используя этот факт, оказывается возможным в применении к коротким

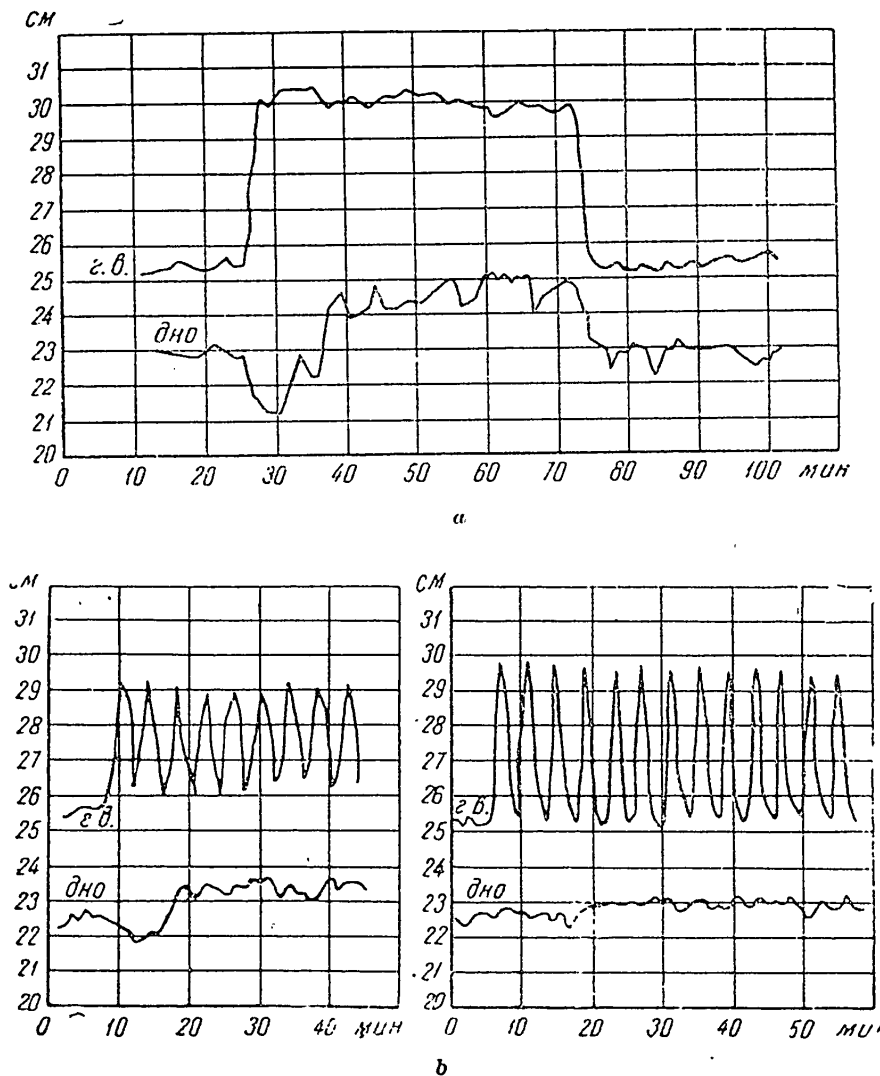
циклам суточного регулирования упростить решение задачи ограничиваясь исследованием некоторого установившегося режима потока, эквивалентного, в смысле воздействия на состоя-



Фиг. 8. Изменение горизонтов воды и отметок дна на перекате до подпора (1931 г.) и после подпора (1939 г.)

ние перекатов, действительному неустановившемуся режиму. Проведенными опытами было доказано, что упомянутый эквивалентный установившийся режим характеризуется средним

за цикл горизонтом воды, и устанавливающаяся на гребне переката отметка связана с этим горизонтом нормальной связью. Изложенные выводы позволяют применять к исследованию пе-



Фиг. 9. Хронограммы H и Z по данным лабораторных опытов.

- а — Ход изменения отметки гребня переката при переходе от одного стабильного горизонта воды к другому.
 б — Ход изменения отметки гребня переката при переходе от стабильного горизонта воды к суточному регулированию

рекатов, находящихся в зоне влияния суточного регулирования, зависимость, принятую для установившегося режима.

Выше мы не затрагивали вопроса землечерпания, т. е. предполагали, что перекаты находятся в их естественном состоянии. Поскольку же дноуглубление в настоящее время является

одним из наиболее распространенных методов повышения судоходных глубин на реках Союза, постольку о нем необходимо упомянуть.

Прежде всего, следует заметить, что все приведенные выше рассуждения относятся лишь к тем перекатам, которые в исследуемый период либо еще не подвергались черпанию, либо не сохранили результатов черпания. Следовательно, при наличии землечерпания эти рассуждения остаются в силе при решении таких вопросов, как возможное положение гребня переката перед первым черпанием в году, при выявлении не подлежащих черпанию перекатов и т. п. Что же касается тех перекатов, на которых существует прорезь, то здесь вопрос судоходных глубин сводится к вопросу устойчивости выполненных судоходных прорезей.

Заносимость прорезей в условиях режима попусков освещена в § 4. Заносимость прорезей в условиях суточного регулирования, к сожалению, не была подвергнута специальному подробному исследованию, но все данные говорят за то, что на заносимости прорезей суточное регулирование не должно сколько-нибудь существенно сказываться. В пользу этого мнения могут быть высказаны следующие соображения.

При суточном регулировании интенсивность перемещения наносов имеет значительную неравномерность, сильно возрастающая на подъеме волны суточного регулирования, резко падая на спаде ее. Однако, как показали расчеты, среднесуточный расход наносов при суточном регулировании в пределах точности расчетов не отличается от расхода наносов при стационарном режиме, характеризуемом среднесуточными расходом и уровнем суточного регулирования. Далее, лабораторными опытами установлено, что суточное регулирование не влияет на скорость переформирования гребня переката. Сопоставляя эти факты, можно прийти к выводу, что на среднесуточной интенсивности перемещения наносов, а, следовательно, и среднесуточной скорости переформирования дна, суточное регулирование не должно сколько-либо значительно сказываться. Поскольку же занесение прорезей представляет собой процесс, протекающий в течение многих суток, постольку при решении вопросов, связанных с заносимостью прорезей, суточное регулирование, казалось бы, можно не учитывать.

Заносимость прорезей в условиях подпора также не была подвергнута исследованию, и здесь можно лишь заметить, что в зоне выклинивания подпора заносимость в период половодья будет примерно той же, что и при бытовом режиме реки, тогда как в межень прорези будут более устойчивыми, нежели в бытовых условиях.

§ 4. ПРОГНОЗ ОБЪЕМОВ ЗЕМЛЕЧЕРПАНИЯ, ПРОВОДИМОГО НА РЕКАХ С ПЕСЧАНЫМИ ПЕРЕКАТАМИ В ЦЕЛЯХ УЛУЧШЕНИЯ СУДОХОДНЫХ УСЛОВИЙ

Применяемые в настоящее время в проектной практике методы определения объемов транзитного землечерпания на реках с подвижным дном обладают некоторыми дефектами, в результате чего проектные проработки нередко значительно расходятся с действительностью. Одним из основных дефектов следует признать неправильный учет заносимости судоходных прорезей; в частности, заносимость часто не увязывается с гидрологическим режимом реки. Например, для условий попускового режима в расчетах принимается большей частью та же повторяемость землечерпательных работ, что и при бытовом режиме, тогда как устойчивость прорезей в этих случаях несомненно различна.

В связи с выполнением ряда заданий по прогнозу объемов землечерпательных работ в условиях попусковых режимов, нами была предпринята попытка улучшить методику проектирования объемов землечерпательных работ. Разработке методики предшествовал анализ материалов по фактически производившемуся дноуглублению, причём были использованы данные за ряд лет и по ряду рек европейской части СССР.

Отправные пункты, положенные в основу анализа явлений, происходящих при дноуглублении, могут быть сформулированы следующим образом.

1) В процессе взаимодействия рельефа дна реки, сложенного подвижным материалом, и течений речного потока создаются относительно устойчивые русловые формы. Вследствие этого судоходные прорези, сделанные на чисто песчаных перекатах, в подавляющем числе случаев являются неустойчивыми, поскольку поток стремится восстановить прежнюю устойчивую форму дна, нарушенную землечерпанием. Это не наблюдается только в тех довольно редких случаях, когда с помощью прорези удастся вызвать процесс, ведущий к образованию новой устойчивой формы дна с коренным изменением гидравлики потока.

2) Интенсивность занесения прорези, как и всякого процесса переформирования дна реки, тесно связана с гидрологическим режимом и меняется при изменениях расхода воды в реке.

В свете этих положений процесс дноуглубления рисуется в следующем виде.

Основные деформации русла происходят в период высоких вод, каковой на наших равнинных судоходных реках приходится обычно на весну. В этот период в относительно короткие сроки совершаются значительные деформации. Например, как

показывают наблюдения, проводившиеся на реках Волге и Дону, в течение каких-нибудь 15—20 дней половодья гребни перекатов успевают нарастать на 2 и более метров. Если сопоставить эти деформации с теми, которые необходимы для ликвидации выполненной прорези (при обычных ее размерах), то становится очевидным, что в периоды половодий прорези должны заноситься большей частью полностью, что практикой дноуглубления и подтверждается.

Таким образом, анализируя землечерпание на реках с весенним половодьем, можно ограничить рассмотрение землечерпательного цикла периодом одной навигации, исключая при этом выправляющее действие землечерпания, которое до некоторой степени обнаруживается на реках с большим рядом лет черпания. В соответствии с этим, под первичным черпанием ниже будет подразумеваться первое («восстановительное») черпание на каждом перекате в течение рассматриваемой навигации.

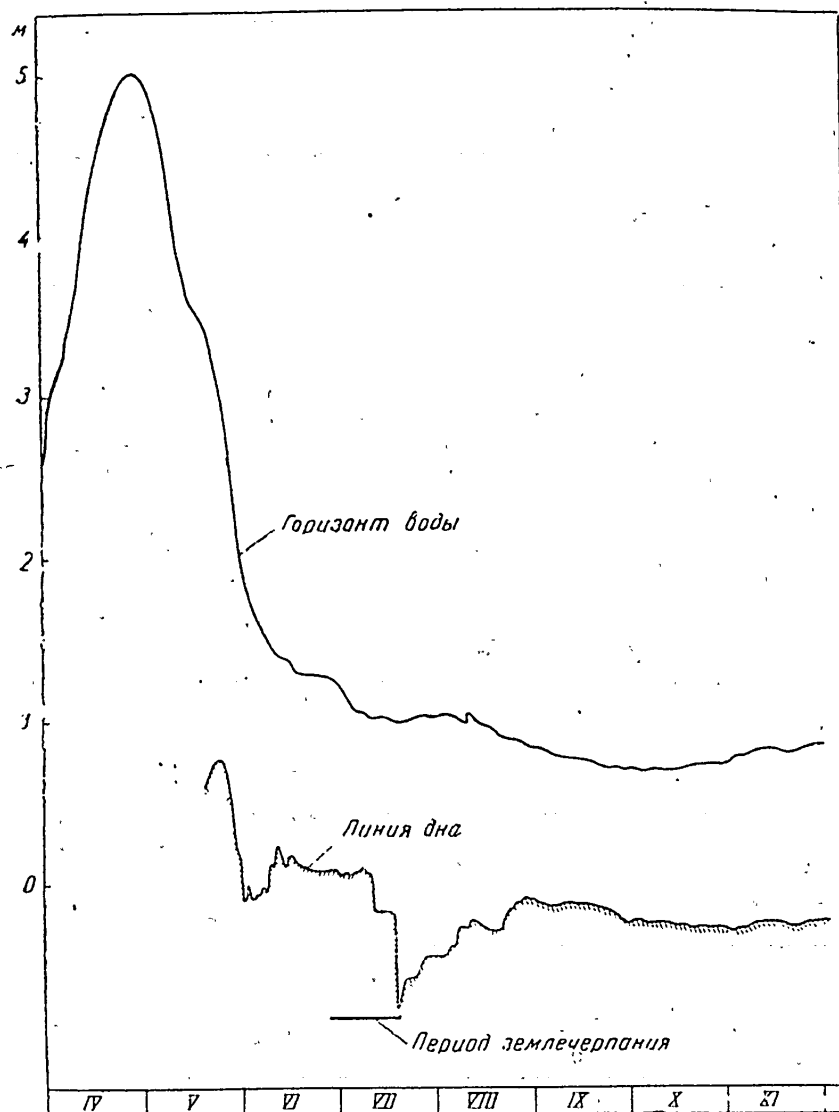
В межливный период прорези обычно также записываются, хотя и с значительно меньшей интенсивностью, нежели в период половодья. Поэтому, как известно, в течение навигации на большинстве черпающихся перекатов приходится производить дополнительное («ремонтное») черпание, которое в дальнейшем будет именоваться повторным. Здесь необходимо отметить, что в тех случаях, когда повторное черпание сделано с опозданием, может иметь место полная потеря достигнутого землечерпанием углубления судового хода. При этом, как показал анализ данных по землечерпательным работам на р. Дону, возобновление прорези, произведенное в момент полной потери углубления по «вывеске», дает объем повторного черпания, равный, примерно, 50% объема первичного черпания, т. е. наличие в пределах прорези первоначальных лимитирующих отметок для еще не обуславливает полного занесения прорези.

На фиг. 10 приведены хронограммы горизонтов воды на водомерном посту и лимитирующих глубину условных отметок дна на перекате, характеризующие изменение судоходных глубин на отдельном перекате при наличии дноуглубления. На фиг. 10 можно усмотреть, что повышение дна в прорези наблюдается сразу же после ее выполнения и протекает относительно равномерно, так что скорость потери глубины в прорези при стабильном уровне воды может приниматься постоянной. Последнее обстоятельство позволило установить связь скорости потери глубины в прорези с расходами воды. Графики связи были построены для ряда участков различных рек (фиг. 11), причем обнаружилось, что связь в первом приближении удовлетворительно выражается семейством прямых, относящихся к отдельным участкам рек, обладающим более или менее неиз-

МО
МИ
СВ

СИ
РЕ
К
ОН
СТ
Пр

меньшим по длине участка режимом стока; положение же прямых в семействе характеризуется размерами реки. Полученные связи дали возможность учитывать в расчетах изменения зано-

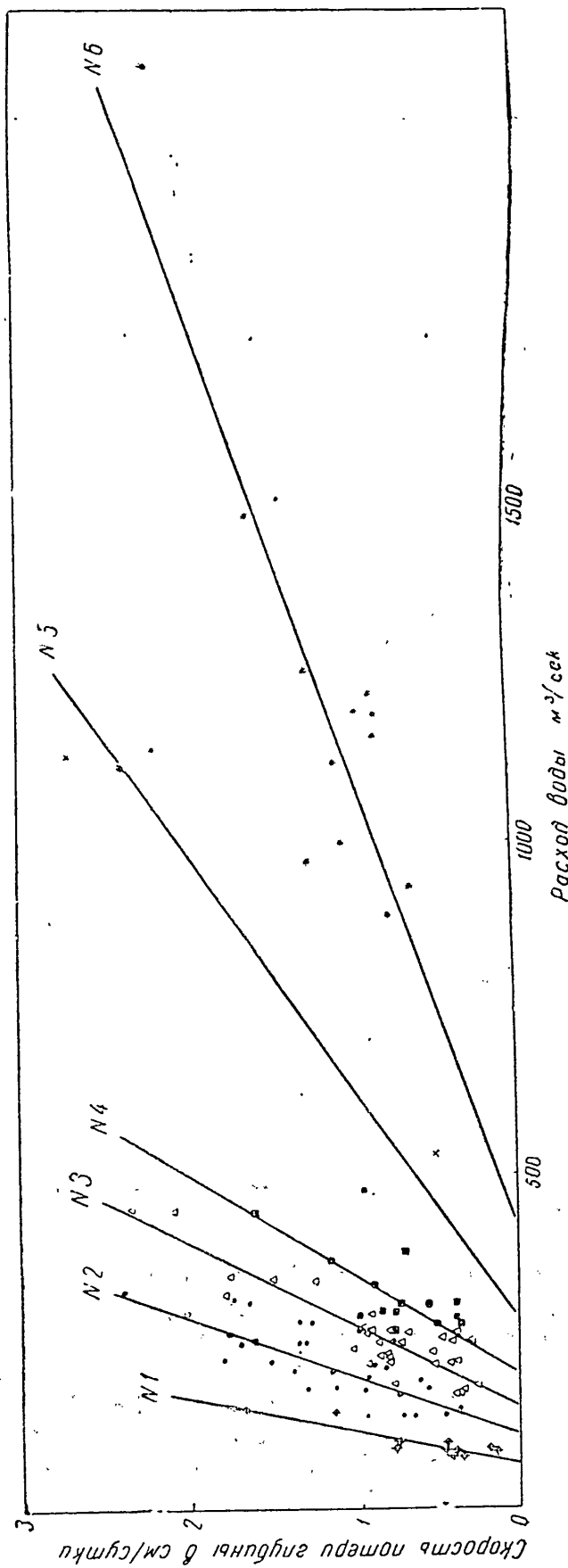


Фиг. 10. Хронограмма лимитирующих отметок дна на перекате при землечерпании

симости прорезей при изменениях гидрологического режима реки, однако пригодны они лишь для нижеследующих условий:

1) полученные зависимости в полной мере применимы лишь к расчетам массового транзитного землечерпания, поскольку они были установлены в результате осреднения данных по участкам рек значительного протяжения;

• Проблемы регулирования речного стока, вып. I



Фиг. 11. Зависимость скорости обмеления судоходных прорезей от расхода воды для равнинных рек разных размеров.

Значения среднего многолетнего расхода воды:

№ 1 $\oplus$ 350 $\text{м}^3/\text{сек}$; № 4 $\boxtimes$ 1200 $\text{м}^3/\text{сек}$;
 № 2 $\ominus$ 600 $\text{м}^3/\text{сек}$; № 5 $\times$ 1700 $\text{м}^3/\text{сек}$;
 № 3 $\triangle$ 800 $\text{м}^3/\text{сек}$; № 6 $*$ 3400 $\text{м}^3/\text{сек}$.

ВН
ГО
СУ
П
Н
р
ЛО
НА
Щ
ГЛ
ЧЕ
СР
П
ДО
НА
В
НО
ЗН
ТР
ДО
ДИ
Н
ПО
П
Ж
НА
Ш
НА
ГЛ
КО
ЛИ
О.
Ж
ГЛ
НО
ЛО
МО
МО
НА
ВИ
ЦИ

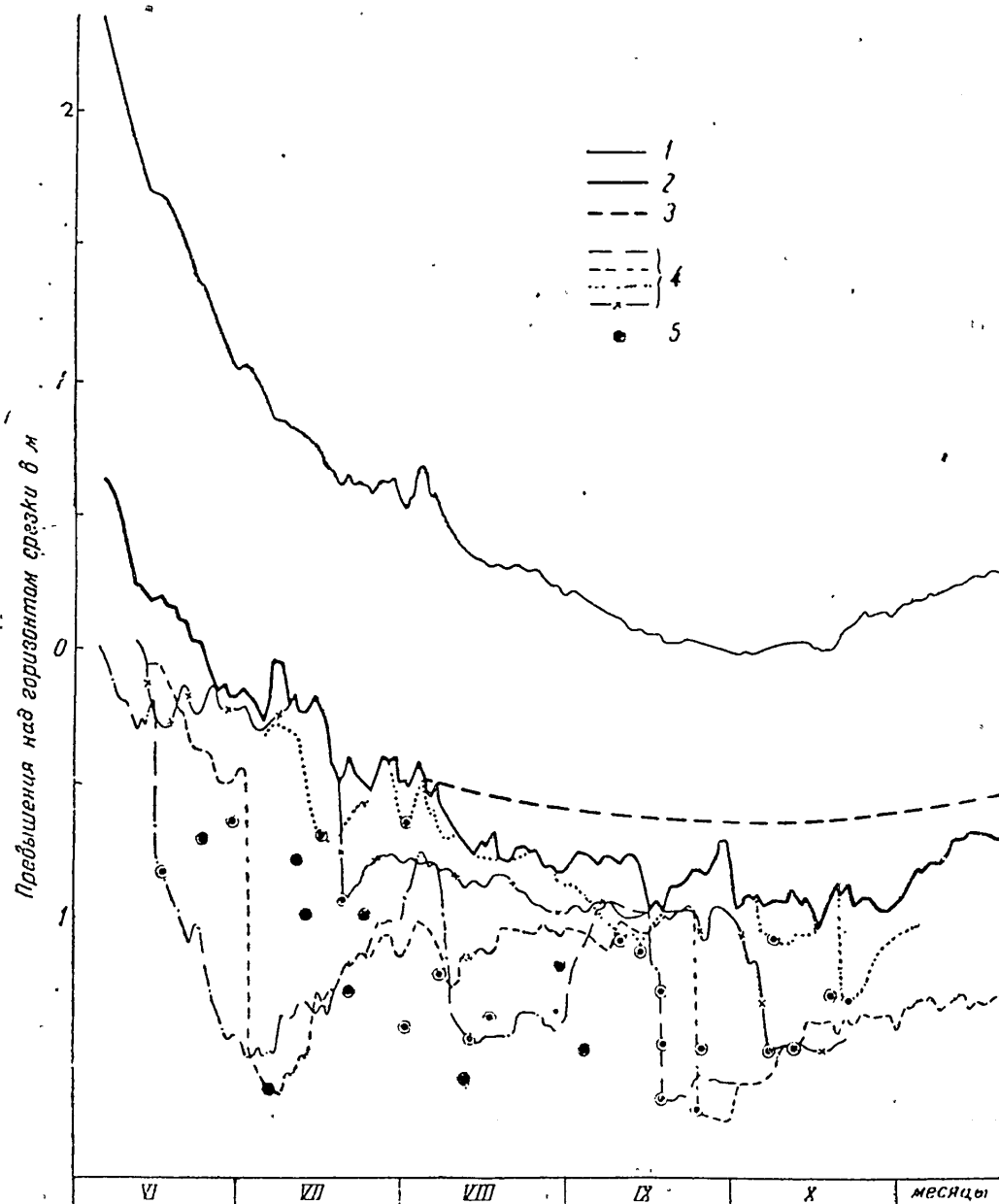
2) полученные зависимости отражают современные массовые способы трассирования прорезей, а, следовательно, и пригодны лишь для случаев, им отвечающих;

3) полученные зависимости пригодны лишь в условиях отсутствия подпора и выправительных сооружений.

Приведенные условия хотя несколько и ограничивают распространение установленных связей, но все же оставляют за ними довольно широкую область применения.

Теперь рассмотрим, что же происходит на участке реки с рядом черпающихся перекатов. На фиг. 12 представлен хронологический график уровня дна, лимитирующего судоходство на таком участке реки. Как видно из фиг. 12, верхняя огибающая условных отметок дна, характеризующая лимитирующие глубины на участке в целом, расположена значительно выше, чем отметки, которые достигаются на отдельных перекатах непосредственно после производства на них дноуглубительных работ. Происходит это вследствие того, что перекаты черпаются последовательно, и когда одни перекаты только что прочерпаны, то на других перекатах прорези либо еще не выполнены, либо уже в значительной части занесены. Когда же последние будут полностью разработаны, тогда первые, вследствие заносимости, в значительной мере потеряют достигнутое углубление и будут уже требовать повторных работ и т. д. Таким образом, для того чтобы достигнуть в целом по участку определенного проектного уровня дна, необходимо давать в глубине черпания довольно значительный запас на заносимость, с тем чтобы к началу следующего повторного черпания иметь отметку на перекате не выше проектной.

Этот момент в проектной практике обычно не находит отражения и, если в некоторых источниках и можно найти указания на необходимость подобного запаса, то вопрос размеров его совершенно не освещен. В то же время, как явствует из приведенного на фиг. 12 примера, в практике землечерпания разность между глубиной, под которую перекаты расчерпываются, и глубиной, которая выдерживается на участке, достигает значительных величин. Например, в данном случае для повышения глубин на 0.2—0.3 м потребовалось черпать перекаты до отметки, расположенной в среднем на 0.7—0.5 м ниже отметки, лимитирующей глубину на участке, т. е. примерно на 0.8—0.9 м ниже естественной линии дна. Анализ данных по ряду подверженных дноуглублению участков рек показал, что фактический запас на заносимость колеблется в пределах, примерно, от 0.3 до 1 м, в зависимости от принятой системы черпания. Вообще же вопрос запаса на заносимость, по существу, является не только вопросом правильной методики расчета, но и составной частью проблемы рациональной системы производства дноуглубительных работ.



Фиг. 12. Изменение лимитирующих судоходство уровней дна на участке реки по данным наблюдений.

1. Горизонт воды
2. Наблюденный уровень дна, лимитирующий судоходство на участке (верхняя огибающая линий, изображающих ход во времени уровней дна на отдельных перекатах)
- — — 3. То же, в предположении отсутствия землечерпания
- | | | | | |
|--|-------------------------------------|-------------------------------------|-----------|-----------|
| <table border="0"> <tr> <td>— · — · —</td> <td rowspan="3" style="vertical-align: middle; padding-left: 10px;">} 4. Уровни дна некоторых перекатов</td> </tr> <tr> <td>— · — · —</td> </tr> <tr> <td>— + — + —</td> </tr> </table> | — · — · — | } 4. Уровни дна некоторых перекатов | — · — · — | — + — + — |
| — · — · — | } 4. Уровни дна некоторых перекатов | | | |
| — · — · — | | | | |
| — + — + — | | | | |
| <p>⊙ 5. Положение дна на перекате в момент окончания на нем землечерпательных работ</p> | | | | |

Не затрагивая прочих менее существенных явлений, протекающих в процессе дноуглубления, перейдем к краткому изложению основ разработанной методики проектирования объемов землечерпательных работ.

Объем грунта, который ежегодно вынимается на реках с песчаными перекатами, можно представить в виде суммы ниже следующих частных объемов:

- 1) профильного объема, необходимого для создания заданных глубин;
- 2) объема заносимости, выемка которого нужна для поддержания заданных глубин в течение всей навигации;
- 3) объема баггермейстерского запаса, возникающего в силу необходимости обеспечения определенной глубины прорези к концу работ на разрабатываемом перекате;
- 4) излишнего объема, к которому относится неиспользуемая непосредственно для достижения или поддержания заданных глубин часть выемки, неизбежно возникающая вследствие невозможности точного прогноза гидрологического режима реки и режима прорезей.

Порядок установления этих частных объемов рисуется в следующем виде. Прежде всего, для расчетного участка по планам перекатов строятся кривые связи объемов выемок и площадей дна прорезей с глубинами, измеряемыми от проектного горизонта воды. Не останавливаясь подробно на вопросах отбора планов перекатов и способах построения кривых, отметим лишь, что даты съемок планов должны преимущественно отвечать периоду первичного черпания, т. е. периоду спада половодья. Если же по каким-либо причинам приходится использовать планы, снятые в межень, то глубины необходимо поправлять с учетом возможного режима перекатов. После этого профильный объем (W_n), извлекающийся лишь при первичном черпании, определяется по кривой объемов соответственно проектной глубине (h_{np}). Определение объема заносимости (W_3) представляет собой уже несколько более сложную операцию, поскольку он удаляется как при первичном, так и при повторных черпаниях. Объем заносимости, вынимаемый при первичном черпании (W'_3), определяется по кривой объемов как разность между объемом, отвечающим глубине $h' = h_{np} + h_3$ (где h_3 — величина запаса на заносимость), и профильным объемом. Объем заносимости повторных черпаний (W''_3) определяется по W' из следующего выражения:

$$W''_3 = n \cdot k \cdot W'_3,$$

где n — среднее по участку число повторных черпаний на отдельных перекатах, k — коэффициент заносимости объема.

Среднее число повторных черпаний n определяется с помощью графика связи скорости потери глубины в прорези с расходом воды, приведенного на фиг. 11. Для этого расчетный гидрограф расходов в пределах перпода черпания разбивается на ряд расчетных ступеней и по среднему значению расхода воды в пределах каждого отрезка времени (t_i) определяется скорость потери глубины (C_i). Тогда полное осредненное по участку число черпаний на отдельных перекатах найдется как $\frac{\sum C_i t_i}{h_3}$, а число повторных черпаний:

$$n = \frac{\sum C_i t_i}{h_3} - 1.$$

Необходимость введения коэффициента k диктуется тем отмеченным выше обстоятельством, что потеря некоторого достигнутого углубления еще не означает полного занесения соответствующего этому углублению объема. Величина же его в среднем близка к 0.5.

Таким образом, полный объем заносимости будет равен:

$$W_3 = (1 + nk)W'_3 = \left[1 + k \left(\frac{\sum C_i t_i}{h_3} - 1 \right) \right] W'_3.$$

Объем баггермейстерского запаса (W_B) вынимается при каждом черпании и может быть определен как произведение площади дна прорези (снятой с кривой площадей при глубине h') на величину баггермейстерского запаса и полное число черпаний ($n+1$).

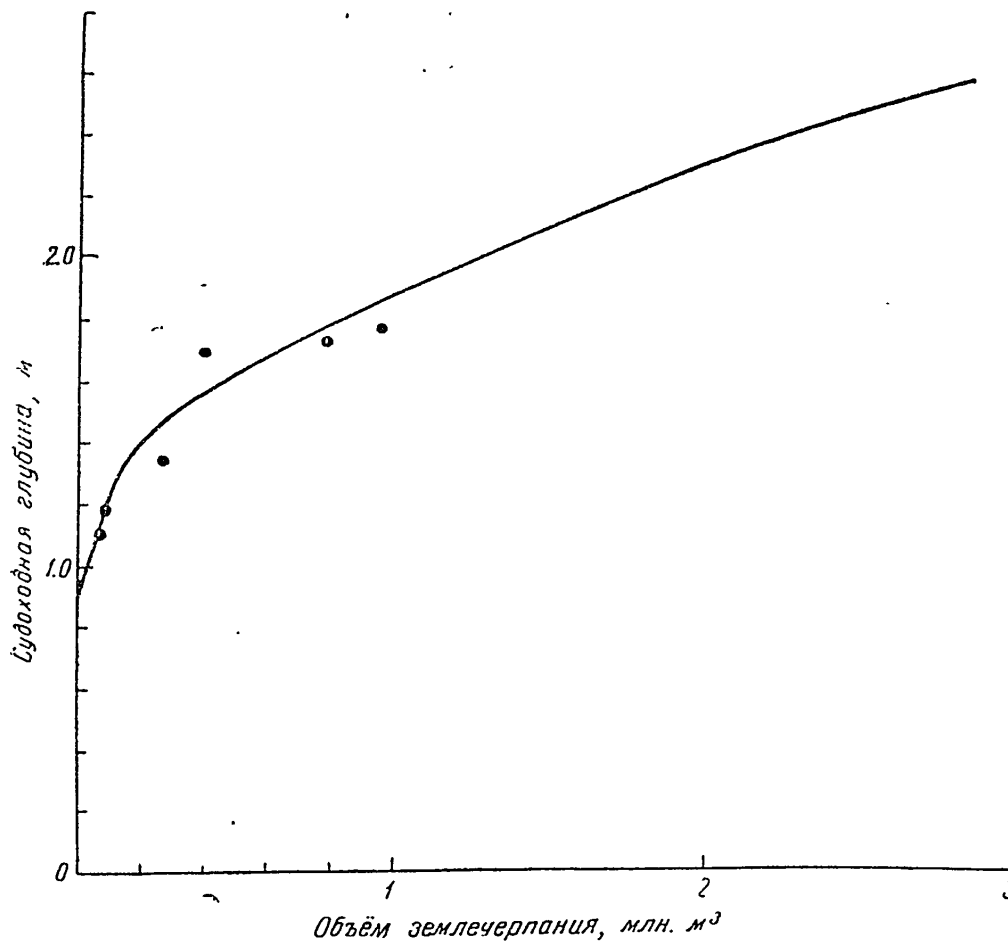
Наконец, излишний объем (W_u) можно представить как некоторую долю (p) от остальных составляющих полного объема, т. е. $W_u = p(W_n + W_3 + W_B)$. Величина p в значительной мере зависит от организации землечерпательных работ и может приниматься в пределах 0.1—0.2, а в тех случаях, когда можно ожидать некоторого запаса в определении прочих величин, — даже равной нулю.

Следовательно, полный объем ежегодного землечерпания будет равен:

$$W = (1 + p)(W_n + W_3 + W_B).$$

Разработанная методика была проверена путем сопоставления данных, полученных расчетом, с фактическими данными по объемам землечерпания и выдерживавшимся минимальным глубинам на одной из судоходных рек за ряд лет. Результаты такого сопоставления для одного из расчетных участков представлены на фиг. 13, где можно видеть, что расчет вполне удовлетворительно согласуется с фактическими данными.

Расчеты, между прочим, показали, что даже при бытовом гидрологическом режиме реки объем заносимости составляет обычно наибольшую долю полного годового объема. Это можно заключить и из приведенного выше примера, иллюстрировавшегося фиг. 12. Там мы видели, что для углубления участка на



Фиг. 13. Сопоставления результатов расчета объемов землечерпания с фактическими данными:

— объемы землечерпания, рассчитанные без «излишнего» объема,
 ● фактические объемы землечерпания по данным за ряд лет

0.2—0.3 м, давался фактический запас на заносимость в 0.5—0.7 м, т. е. слой запаса превышал по толщине слой используемого углубления. Кроме того, запас заносимости располагается ниже профильного объема так, что ему отвечает большая длина выемки, и вынимается он, в отличие от профильного объема, повторно.

К этому необходимо добавить, что произведенные в соответствии с изложенной методикой расчеты позволили по-новому осветить роль землечерпания в условиях попусков воды из водохранилищ, и в ряде случаев привели к весьма интересным

выводам. В частности, выявилась малая эффективность производства дноуглубления при очень высоких попусковых расходах воды. Заносимость прорезей в таких случаях сильно возрастает, и землечерпание начинает сводиться в основном к извлечению объема заносимости.

В заключение заметим, что дальнейшее развитие предлагаемого метода, как нам представляется, не только улучшит качество расчетов, связанных с проектированием объемов землечерпания, но и облегчит разработку рациональных систем производства дноуглубительных работ.

§ 5. К МЕТОДИКЕ РАСЧЕТА ДЕФОРМАЦИЙ РЕЧНОГО РУСЛА

В предшествующих частях настоящей работы нами были формулированы некоторые качественные закономерности, определяющие собой направление процессов формирования речных русел, а также даны некоторые эмпирические количественные зависимости, могущие служить орудием прогноза режима русел и обеспечивающие возможность расчета эффективности проектируемых гидротехнических мероприятий. Эти положения предоставляют в распоряжение инженера некоторый аппарат, позволяющий, в известной мере, рационализировать приемы проектирования русловых процессов. Однако потребность в создании более глубоких методов количественного анализа, опирающихся на математические зависимости между элементами руслового режима, продолжает ощущаться достаточно остро. Подобные методы необходимы как с точки зрения теоретического истолкования наблюдаемых в природе явлений, так и в отношении создания рациональных способов инженерного расчета.

Как мы уже говорили выше, теории, которая была бы в состоянии объединить и истолковать все многообразие наблюдаемых в природе процессов формирования речных русел и выразить в математической форме основные закономерности, управляющие этими процессами, в настоящее время еще не существует. Однако некоторые пути к разработке рациональных методов инженерного расчета русловых деформаций уже намечаются. Орудием подобного рода расчетных приемов является метод балансирования наносов по длине и ширине потока. Этот метод включает в себя два основных элемента:

- 1) установление закономерности распределения в потоке гидравлических характеристик, определяющих собой условия транспортирования наносов;
- 2) установление связи между указанными гидравлическими характеристиками и содержанием наносов.

Последняя проблема распадается, в свою очередь, на две части. Первая из них включает в себя анализ распределения наносов в толще потока, вторая же связана с исследованием процессов обмена твердыми частицами между потоком и его дном.

В каждой из указанных областей за последние годы достигнуты значительные успехи.

В области гидравлики речного потока широкие возможности открывает известный метод «турбоструй», предложенный Н. М. Бернадским, ныне покойным. Метод Н. М. Бернадского [8] предоставляет в наше распоряжение возможности расчленения потока в плане на ряд струй, в пределах каждой из которых могут быть установлены основные характеристики гидравлического и, в первую очередь, скоростного режима. Такие возможности чрезвычайно существенны с точки зрения рассматриваемой нами проблемы исследования русловых деформаций. Нам представляется, что идея Н. М. Бернадского имеет и более общее методологическое значение как первая попытка распространения приемов гидравлического анализа на область внутренней структуры потока (как известно, классическая речная гидравлика оперирует почти исключительно явлениями, осредненными в пределах живого сечения). Применение метода «турбоструй» обеспечивает возможность исследования условий транспортирования наносов по длине каждой струи. Существенным дополнением к этому методу являются приемы оценки явления поперечной циркуляции, приводящего к обмену между смежными турбоструями расходов воды и наносов. За последние годы в специальной литературе появились некоторые предложения, посвященные количественному анализу указанного явления¹.

В совокупности метод «турбоструй» Н. М. Бернадского, дополненный приемами оценки поперечной циркуляции, позволяет дать достаточно приближенную к действительности картину обмена воды, происходящего между различными областями потока. Эта картина и является основой для построения баланса наносов.

Рассматриваемые приемы анализа не дают непосредственной математической интерпретации зависимостей, связывающих между собой факторы, которыми определяются гидравлические условия транспортирования наносов. В силу этой своей особенности описываемые приемы не являются в полной мере эффективными с точки зрения раскрытия общих закономер-

¹ См., например, способ расчета циркуляционных течений, возникающих вследствие искривления потока: В. М. Маккавеев и И. М. Коновалов. Гидравлика [9].

ностей, проявляющихся в области формирования речных русел. В то же время именно приближенные способы расчета в наибольшей степени приспособлены к решению конкретных задач, которые, как правило, сопряжены с исследованием сложных, не поддающихся аналитическому выражению форм речных русел. С этой точки зрения в отношении оценки рассматриваемых приемов анализа представляется уместной аналогия с гидравликой неравномерного и неустановившегося движения воды в реках; также пользующейся в своих практических применениях преимущественно методами, основанными на приближенном интегрировании.

В области установления зависимостей, связывающих между собой гидравлические элементы потока и содержание в нем наносов, за последние годы также могут быть отмечены значительные достижения. Из числа работ, посвященных указанному вопросу, следует упомянуть труды М. А. Великанова [10] и [11], В. М. Маккавеева [12], Мазито-Накано [13] и авторов [14] и [15]. Эти работы устанавливают с достаточной для целей практики детальностью закон распределения твердого материала в толще турбулентного потока. Как показали наши расчеты, при исследованиях деформаций дна речных участков, гидравлический режим и мутность которых относительно мало изменяются по длине потока, можно без большой погрешности пользоваться законом стационарного распределения наносов.

Работы, упомянутые выше, касаются только явления переноса наносов в толще турбулентной среды и не затрагивают процесса обмена твердыми частицами между потоком и его дном. Поэтому мутность толщи потока оказывается изолированной от дна, т. е. от источника питания потока наносами, и ставится в зависимость от мутности на верхней границе «придонного слоя» или от так называемой «придонной мутности». Положение этой границы исследователями точно не фиксируется, поскольку небольшая, по сравнению с глубиной потока, толщина «придонного слоя» позволяет ею пренебрегать, а «придонную мутность» относить как бы к поверхности дна. При современной изученности явлений турбулентности законы взаимного обмена наносами между водою и ложем трудно пока облечь в математическую форму. В связи с этим при исследованиях «придонной мутности» приходится становиться на путь эмпирических построений.

Авторы настоящей статьи, осуществляя такие эмпирические построения, основывали их на новой интерпретации явлений донного обмена, представляющей, как можно думать, известный интерес как с общеметодической точки зрения, так и в отношении разработки приемов практического расчета. Выводы, к которым мы пришли в результате исследования вопроса питания потока наносами, могут быть сведены к двум положениям:

Первое из них заключается в констатации того факта, что вероятность взвешивания частицы, расположенной в какой-либо точке дна потока, в некоторый момент времени определяется произведением двух вероятностей: вероятности возникновения в заданном месте и в заданный момент взвешивающей силы и вероятности нахождения в рассматриваемой точке дна частицы, вес которой может быть преодолен возникшей в потоке взвешивающей силой. Первая из указанных вероятностей определяется гидравлическим режимом турбулентного потока, вторая же из них характеризуется распределением зерен грунта, слагающего дно потока, по крупности.

Только что сформулированное положение было установлено нами в 1939 г. независимо от сходных выводов, сделанных несколько раньше профессором Калининским (см. его статью, опубликованную в 1940 г. в *Proceedings of the American Society of Civil Engineers*).

Второе принципиальное положение, являющееся существенным дополнением первого, сводится к обнаружению факта непостоянства состава наносов, слагающих дно в различные периоды жизни речного потока и в различных его областях. В те периоды и в тех местах, где происходят размывы дна, гранулометрический состав последнего определяется характером ранее сформировавшихся слоев донных отложений, постепенно обнажающихся по мере размыва. В этих отложениях обычно присутствуют как более мелкие, так и более крупные фракции.

Процесс размыва сопровождается выносом мелких частиц и, как следствие этого, укрупнением грунтов, выстилающих дно. В областях отложения наносов, имеет место обратный процесс. Дно покрывается частицами, выпадающими из толщи потока, и за счет этого состав его зерен мельчает.

В результате только что описанных явлений доля площади дна, доступная для взвешивания, оказывается в областях размыва меньшей, чем в зонах аккумуляции твердого материала. Соответственно, условия обмена наносами, между потоком и дном в последнем случае существенно более благоприятны, чем в первом.

Следствием сказанного является тот факт, что зависимость между гидравлическими характеристиками потока, с одной стороны, и степенью насыщения его наносами, с другой, оказывается неодинаковой для различных областей потока и для различных фаз его режима. Тому случаю, при котором все дно потока покрыто мелкими, доступными для взвешивания частицами, соответствуют условия, которые могут быть охарактеризованы как условия «предельного насыщения». Практически с подобным случаем нам приходится сталкиваться в области

отложения потоком наносов. Когда же часть дна потока покрыта крупными частицами, не поддающимися при заданном гидравлическом режиме взвешиванию, насыщение потока не достигает предельного в тем большей степени, чем меньшая часть площади дна занимает относительно мелкими фракциями. С последним случаем нам приходится встречаться при рассмотрении областей и периодов размыва потоком своего дна.

Описанные положения дают возможность удовлетворительно объяснить явления, наблюдающиеся в реках в периоды прохождения половодий и паводков. Как известно, насыщение потока наносами на подъеме и на спаде половодья при одинаковых гидравлических условиях оказывается обычно различным. Это обстоятельство полностью объясняется указанными выше соотношениями. Если учесть последние, то между характеристиками гидравлического режима потока и степенью насыщения его наносами оказывается возможным построить вполне удовлетворительную по тесноте эмпирическую зависимость, охватывающую как фазу подъема, так и фазу спада половодья (фиг. 14).

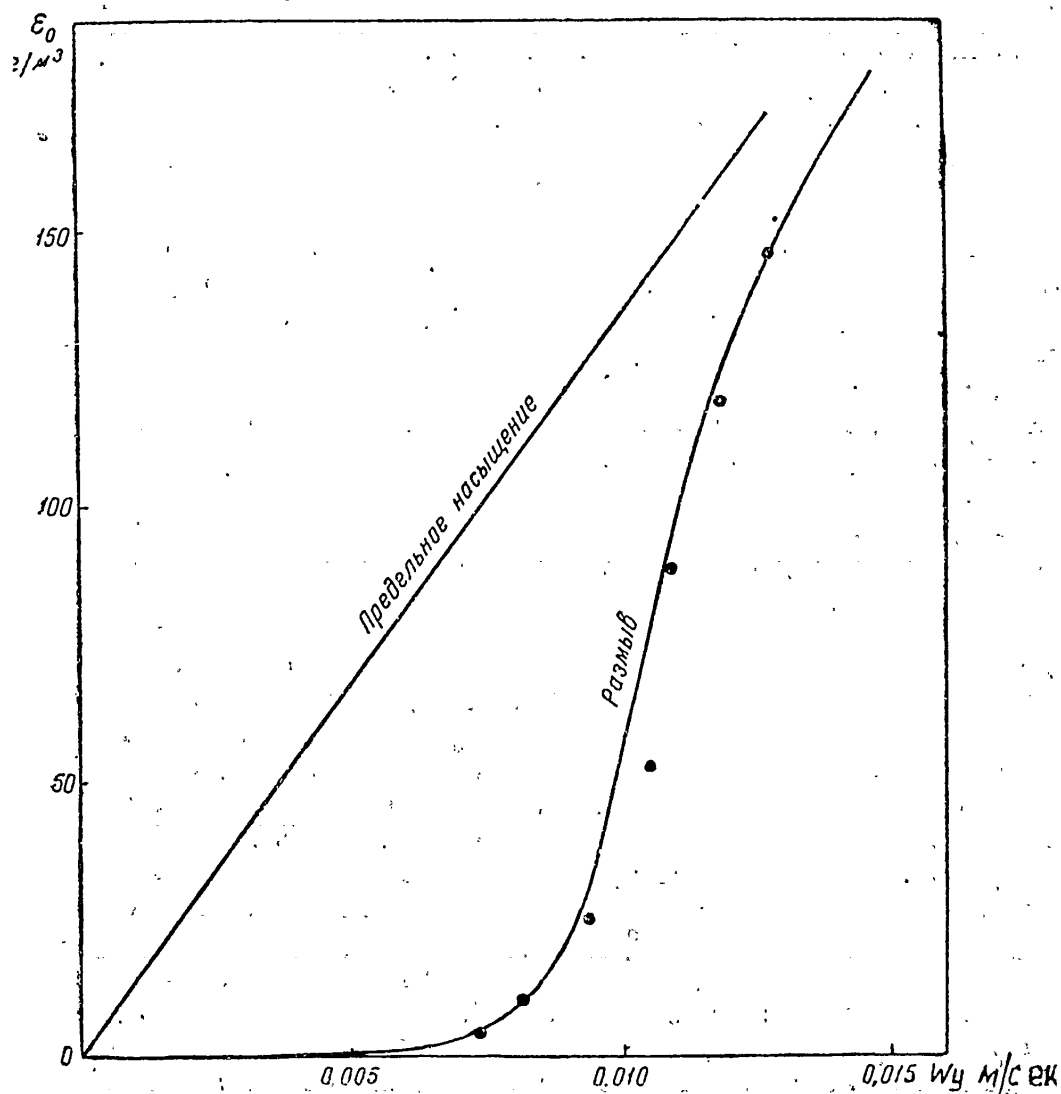
Формулированные положения имеют существенное значение и для разработки приемов расчета русловых деформаций. При балансировании наносов оказывается необходимым различать участки размыва и участки аккумуляции твердых частиц. В отношении последних насыщение должно оцениваться по характеристике, отвечающей предельному насыщению. Что касается зон размыва, то для них насыщение потока наносами должно определяться с учетом гранулометрического состава донных отложений.

Переходя к практическим приемам построения связи придонной мутности с гидравлическими характеристиками потока, прежде всего следует отметить, что в бытовых переформированиях русел участвуют; в основном, наносы, крупность которых больше некоторой предельной, а потому при расчетах деформации русла могут учитываться только эти фракции. Так, например на Средней Волге частицы диаметром менее 0.05 мм, составляющие до 50% веса взвешенных наносов и более, в песчаных донных отложениях встречаются в весьма малых количествах, обычно не превышающих 3—5%. Поэтому можно полагать, что фракции наносов менее 0.05 мм не участвуют в формировании дна и в расчетах могут не приниматься во внимание.

В качестве аргумента зависимости, определяющей собою связь между гидравлическим режимом и содержанием в придонной области твердых частиц, следует принимать такую скоростную характеристику потока, которая отражала бы гидродинамические условия, имеющие место у его дна. В наших построениях аргументом служило осредненное по времени и глубине

значение вертикальной составляющей турбулентного обмена, вычислявшееся по формуле Савельева [16].

Вследствие большой разнородности состава донных отложений, а также и наносов, явление обмена частицами между по-



Фиг. 14. График связи придонной мутности со скоростью турбулентного обмена

— кривые, полученные расчетом
 ● точки, измеренные после прохождения максимума скорости

током и дном представляет собой довольно сложную картину. Однако резко разделяя «взвешивающиеся» фракции от «невзвешивающихся» (вероятность взвешивания которых при данных гидравлических условиях практически равна нулю), удается

достаточно просто охарактеризовать влияние, оказываемое составом покрывающих дно отложений на условия обмена наносами между дном и потоком.

Обозначим через n долю поверхности дна, покрытую «взвешивающимися» частицами и назовем E_0 мутность, отвечающую предельному насыщению донного слоя воды, и E'_0 — аналогичную характеристику областей размыва.

В таком случае зависимость между значениями E_0 и E'_0 может быть выражена равенством:

$$E'_0 = nE_0.$$

Данными для получения расчетной зависимости служат материалы наблюдений за мутностью исследуемого участка реки. Поскольку «придонная мутность», как то следует из вышесказанного, является величиной до некоторой степени условной, постольку она определяется по средней (по глубине) мутности воды. Пересчет осуществляется с помощью формул вертикального распределения наносов, о которых мы говорили выше.

В соответствии с различными для случаев размыва и отложения наносов условиями донного обмена зернами грунта, расчетные зависимости должны строиться по отдельности для каждого из двух упомянутых случаев. Ветвь кривой связи «придонной мутности» при предельном насыщении с выбранной в качестве аргумента характеристикой гидравлического режима может быть получена для конкретной реки как огибающая поля точек, отвечающих весеннему росту мутности, когда в реку поступают наносы, смываемые с поверхности бассейна, т. е. когда имеет место внешнее питание реки. Ветвь же, характеризующая режим размыва, получится по ветви предельного насыщения путем умножения ее на число n , выражающее относительное содержание в грунте дна частиц, которые взвешиваются потоком при данном значении принятого аргумента. Для выполнения этих операций необходимо располагать данными гранулометрического состава донных отложений и установить связь между диаметром частиц и значением аргумента, при котором частицы различной крупности взвешиваются. Последняя может быть построена по данным опытов Лапшина [17] над исчезновением песчаных гряд. При некоторых значениях скоростей течения сила, взвешивающая частицы, находящиеся на дне, начинает превышать вес частиц определенной крупности, и движение их по дну переходит в новую фазу. Если при скоростях, меньше указанных, частицы движутся по дну перекачиванием, то при больших скоростях они начинают перемещаться непрерывными скачками. С переходом от

одной формы движения к другой резко возрастает взвешивание частиц и мелкие песчаные гряды становятся неустойчивыми. Лапшин в своих опытах как раз и фиксировал те условия, при которых гряды исчезают, причем вел свои опыты с материалом различной крупности. Зная диаметр частиц, взвешивающихся при заданной скорости потока, по данным гранулометрического состава донных отложений можно установить отвечающее этой скорости значение числа n . Построенные подобным образом связи «придонной мутности» с гидравлической характеристикой потока показали вполне удовлетворительное совпадение с натурой (фиг. 14).

При переходе от зон размыва к местам отложения и наоборот средняя мутность вдоль турбоструи должна оставаться постоянной до тех пор, пока значение «придонной мутности» находится в интервале между кривыми донного питания и полного насыщения (в том случае, если расчет ведется по формулам стационарного распределения мутности).

Совокупность приемов, включающих в себя как важнейшие элементы:

- а) метод «турбоструй» Н. М. Бернадского,
- б) методы учета эффекта поперечной циркуляции воды,
- в) методы оценки распределения наносов в толще турбулентного потока и
- г) рассмотренные выше приемы учета условий питания потока наносами предоставляют, как можно думать, значительные возможности прогноза и инженерного расчета русловых деформаций.

Некоторые сопоставления, проведенные нами, подтвердили вполне удовлетворительное совпадение расчета с натурой. Изложение результатов этих сопоставлений выходит за рамки настоящей работы и должно явиться предметом отдельной статьи.

ЛИТЕРАТУРА

1. Н. Е n g e l s. Handbuch des Wasserbaues, 1923.
2. Процесс образования перекатов, как следствие грядообразного движения донных наносов, 1936 (исследование Российского К. И. и Кузьмина И. А., отчет).
3. Материалы для описания русских рек и истории улучшения их судоходных условий, т. I, Волжское землечерпание и его достижения (сборник статей), 1925.
4. Н. Н. Ж у к о в с к и й. Гидрологическая система регулирования рек и перспективы ее применения, 1928.
5. К. И. Р о с с и н с к и й, И. А. К у з ь м и н. Методика проектирования режима перекатов, 1940 (рукопись).
6. В. В. П о л ь к о в. Изменения режима насосов и перекаты р. Волги с постройкой плотины. Известия НИИГ'а, т. IX, 1933.
7. Сборник Нижневолгопроекта, вып. VIII, 1938.

8. Н. М. Б е р н а д с к и й. Теория турбулентного потока и ее применение к построению течений в открытых водоемах; материалы по гидрологии, гидрографии и водным силам СССР, вып. XX, серия III, 1933.
 9. В. М. М а к к а в е е в и И. М. К о н о в а л о в. Гидравлика. Речиздат, 1940.
 10. М. А. В е л и к а н о в. Перенос взвешенных наносов турбулентным потоком. Известия Академии Наук СССР (Отделение технических наук), № 3, 1944.
 11. М. А. В е л и к а н о в. Статистическая теория движения взвешенных наносов. Метеорология и гидрология, № 9—10, 1938.
 12. В. М. М а к к а в е е в. К динамике твердого и жидкого стока свободных потоков при прямолинейном и извилистом руслах. Географо-экономический научно-исследовательский институт, Труды по гидрологии, 1938.
 13. М а з и т о-Н а к а н о. Исследование по вопросу о влиянии преобладающих ветров на глубину заливов (6-я статья). The Geophysical Magazine, т. X, стр. 71.
 14. К. И. Р о с с и н с к и й, И. А. К у з ь м и н. Режим русла, 1940 (рукопись).
 15. К. И. Р о с с и н с к и й, И. А. К у з ь м и н. Определение расхода наносов равнинных рек и основные принципы расчета деформаций речного дна, 1940 (рукопись).
 16. С. Ф. С а в е л ь е в. Исследование вертикальной составляющей скорости потока; Известия НИИГ'а, т. XXII, 1938.
 17. В. П. Г о н ч а р о в. Движение наносов в равномерном потоке (включает статью Лапшина), 1938.
-

СОДЕРЖАНИЕ

Предисловие	3
<i>А. Д. Гостев. Математическое описание режима расходов рек . . .</i>	5
<i>С. Н. Крицкий, М. Ф. Мендель. О гидрологических основах теории регулирования стока</i>	20
§ 1. Закономерности, проявляющиеся в колебаниях речного стока	21
§ 2. Прогрессирующие изменения стока	22
§ 3. Периодичность в колебаниях речного стока	26
§ 4. Стохастические закономерности в колебаниях стока	28
§ 5. Параметры распределения вероятностей в колебаниях речного стока	30
§ 6. Кривые обеспеченности	37
§ 7. Соответствие теоретического закона распределения эмпирическому материалу	39
§ 8. Точность построения различных участков кривых обеспеченности	42
§ 9. Закономерность сохранения аномалий	45
§ 10. Выводы	48
<i>С. Н. Крицкий, М. Ф. Мендель. О некоторых элементах режима работы водохранилищ</i>	57
§ 1. Сравнение результатов статистического расчета регулирования с эмпирическим материалом	58
§ 2. Анализ поля: емкость — отдача — обеспеченность	67
§ 3. Длительность периодов опорожнения водохранилища	73
§ 4. Группировки перебоев	78
§ 5. Анализ дефицитности перебойных периодов	83
<i>К. Н. Россинский, И. А. Кузьмин. Некоторые вопросы прикладной теории формирования речных русел</i>	88
Введение	88
§ 1. Некоторые положения теории формирования речных русел, сложенных подвижными грунтами	89
§ 2. Генетическая классификация перекатов судоходных рек	101
§ 3. Влияние изменений гидрологического режима рек на судоходные глубины деформируемых перекатов	105
§ 4. Прогноз объемов землечерпания, проводимого на реках с песчаными перекатами в целях улучшения судоходных условий	113
§ 5. К методике расчета деформаций речного русла	122

*Печатается по постановлению
Редакционно-издательского совета
Академии Наук СССР*

*

Технический редактор О. В. Залыгина
Корректор М. И. Бабасинова

*

РИСО АН СССР № 2263. А—07233. Тип. заказ
№ 479. Подп. и печ. 7/VII 1947 г. Формат бум.
60×92/16 Печ. л. 8 $\frac{1}{4}$ Уч. издат. л. 9. Тираж 1500

*

2-я тип. Издательства Академии Наук СССР
Москва, Шубинский пер., д. 10



ОПЕЧАТКИ

Страница	Строка	Напечатано	Должно быть
31	8 стр.	$\sigma_{\varepsilon_s} = \sqrt{\frac{\sigma}{n} (1 + 6C_v^2 + 5C_v^4)}$	$\sigma_{\varepsilon_s} = \sqrt{\frac{6}{n} (1 + 6C_v + 5C_v^4)}$
79	10 стр.	$(1-s)^2 \sum_{n=1}^{n=\infty} ns^{n-1} = \frac{(1-s)^2}{(1-s)^2} = 1$	$(1-s)^2 \sum_{n=1}^{n=\infty} ns^{n-1} = \frac{(1-s)^2}{(1-s)^2} = 1$
93	4 стр.	данных течений	допных течений
94	13 стр.	сохранит	сохраняет
97	13 стр.	занимая всю длину, меандры	занимая всю длину меандры,
119	5 стр.	W'	W'_3
120	10 стр.	$\frac{\sum C_{ii}}{h_3} - 1$	$\frac{\sum C_{i'i}}{h_3} - 1$
120	17 стр.	$\left[1 + k \left(\frac{\sum C_{ii}}{h_3} - 1 \right) \right] W'_3$	$\left[1 + k \left(\frac{\sum C_{i'i}}{h_3} - 1 \right) \right] W'_3$

Проблемы регулирования речного стока, в. 1